



UNIVERSITÄT
KOBLENZ · LANDAU

Fachbereich 4: Informatik

Konstellation und Effizienzbewertung von Portfoliostrategien mit Momentumkriterium nach Thaler und Carhart

Projektpraktikumsarbeit
im Studiengang Informatik
mit Anwendungsfach Wirtschaftsinformatik

vorgelegt von

Alexander Bart, Felix Schwarzer, Tim Merker

Gutachter: Prof. Dr. Thomas Burkhardt, Abteilung Finanzierung, Finanzdienstleistungen und eFinance, Fachbereich 4: Institut für Management, Universität Koblenz-Landau

Zweitgutachter: Dipl. Inf. Heiko Neuhaus, Abteilung Finanzierung, Finanzdienstleistungen und eFinance, Fachbereich 4: Institut für Management, Universität Koblenz-Landau

Koblenz, im November 2021

Kurzfassung

In dieser Arbeit werden zwei verschiedene Portfoliostrategien mit Momentumkriterium untersucht. Als erste Portfoliostrategie nehmen wir ein Momentumkriterium aus Robert Thaler's Buch 'Advances in Behavioral Finance', dass die Wertpapiere mit dem höchsten Momentum aus dem vergangenen Jahr kauft und für drei Monate. Als zweite Portfoliostrategie nehmen wir das Vierfaktorenmodell nach Carhart, dass das Fama-French Dreifaktorenmodell um eine Momentumkomponente erweitert. Beide Portfoliostrategien werden mit Hilfe von historischen Daten getestet für zwei zufällig gewählte Zeiträume getestet und mit dem S&P500 Aktienindex verglichen. Wir stellen fest, dass das Carhart-Vierfaktorenmodell für die gewählten Zeiträume die höchste Rendite erzielt, gefolgt von dem S&P500, gefolgt von dem Momentumkriterium von Thaler.

Abstract

In this thesis, we examine two different portfolio strategies. The first one uses the momentum criteria presented in Robert Thaler's book 'Advances in Behavioral Finance', which buys the winner stocks according to the momentum criteria and holds them for three months. The second strategy comes from Mark Cahart and is known as the Carhart four-factor model. Carhart's four-factor model extends Fama-French's three-factor model by a momentum component. Both portfolio strategies are tested with historical data. We choose two random time frames for testing and comparing both portfolios with the S&P500 stock market index. We conclude that the Carhart four-factor model outperforms the S&P500, which in turn outperforms the momentum criteria by Thaler.

Stichwörter: Momentumeffekt, Behavioral Finance, Portfoliotheorie

Erklärung

Ich versichere, dass ich die vorliegende Arbeit selbständig verfasst und keine anderen als die angegebenen Quellen und Hilfsmittel benutzt habe und dass die Arbeit in gleicher oder ähnlicher Form noch keiner anderen Prüfungsbehörde vorgelegen hat und von dieser als Teil einer Prüfungsleistung angenommen wurde. Alle Ausführungen, die wörtlich oder sinngemäß übernommen wurden, sind als solche gekennzeichnet.

Mit der Einstellung dieser Arbeit in die Bibliothek bin ich einverstanden. ja nein

Der Veröffentlichung dieser Arbeit im Internet stimme ich zu. ja nein



Koblenz, den 27. November 2021

Inhaltsverzeichnis

1 Einführung	7
1.1 Ähnliche Arbeiten	8
1.2 Zentrale Fragestellung der Arbeit	10
1.3 Aufbau der Arbeit	11
2 Methodischer Teil	13
2.1 Beschreibung der Methode	13
2.1.1 Methode Momentumportfolio	13
2.1.2 Methode Carhartportfolio	14
2.1.3 Einschränkungen	15
2.2 Detaillierte Einführung in die Thematik	15
2.2.1 Der Momentum Effekt	15
2.2.2 Orts- und Zeitabhängige Schwankungen	17
2.2.3 Momentum in Branchen	21
2.2.4 Verhaltensökonomik	23
2.2.5 Langzeiterträge von Momentum-Portfolios	26
2.2.6 Querschnitt-Determinanten des Momentum	27
2.2.7 CAPM	37
2.2.8 Fama-French three-factor model	44
2.2.9 Carhart four-factor model	49
2.3 Diskussion der Ergebnisse	54
2.3.1 Performancemetriken	55
2.3.2 Momentumportfolio	57

2.3.3 Carhartportfolio	64
3 Schlussbetrachtung	71
3.1 Fazit und Ausblick	71
3.2 Anhang	72

Abkürzungsverzeichnis

Kapitel 1

Einführung

Im Jahr 1952 stellt der amerikanische Ökonom Harry Max Markowitz die moderne Portfoliotheorie auf [Mar52a]. Für die Idee, ein Portfolio zu erstellen, das bei einem individuell festgelegten Risiko die größtmögliche Rendite erzielt, erhält Markowitz den Nobelpreis für Wirtschaftswissenschaften. In der Portfoliotheorie wird dabei angenommen, dass der Investor als Homo oeconomicus handelt, dessen Ziel es ist, rationale Entscheidungen zu treffen, die seine Rendite maximieren und sein Risiko minimieren. Um die größtmögliche Rendite bei einem gegebenem Risiko zu erbringen, nutzt der Investor Finanzdaten aus dem Kapitalmarkt, um Marktchancen zu erkennen. Um das Risiko eines finanziellen Schadens oder eines Totalverlusts bei Investitionen so gering wie möglich zu halten, begründet Markowitz das Prinzip der Diversifikation. Durch das Diversifizieren eines Portfolios mit verschiedenen Wertpapieren wird das Gesamtrisiko eines Totalverlustes minimiert. Mit diesen Kenntnissen ermittelt der Investor im Idealfall ein effizientes Portfolio, also ein Portfolio mit maximaler Rendite bei einem gegebenem Risiko.

Die Ideen der modernen Portfoliotheorie und die Konstellation eines effizienten Portfolios beschäftigen Investoren und Forscher noch heute. Die Entwicklung eines Portfolios, dass die Effizienzlinie approximiert ist auch Gegenstand dieser Arbeit. In dieser Arbeit fokussieren wir uns auf bekannte und renommierte Strategien aus der Fachliteratur, die den Momentumeffekt aus der Verhaltensökonomie messen und diesen bei der Auswahl der Wertpapiere besonders berücksichtigen. Die Erste ist inspiriert von Robert Thaler aus dem Buch "Advances in Behavioral Finance" [Tha05a], die Zweite von Mark Cahart

aus dem Artikel "On Persistence in Mutual Fund Performance" [Car97a]. Die theoretischen Hintergründe dieser Arbeiten, die wesentlichen Ideen der Autoren, und die von uns abgeleiteten Methoden zur Portfoliokonstellation werden in dieser Arbeit erklärt. Die Performance der beiden Portfolios wird mit historischen Daten simuliert und mit dem breiten Markt verglichen. Bei der Datenauswertung bewerten wir die Rendite und die Volatilität der Portfolios im Vergleich zum breiten Markt. Als Fazit und wesentliches Ergebnis geben wir eine Effizienzbeurteilung für beide Portfolios in unserer Arbeit ab.

1.1 Ähnliche Arbeiten

In diesem Kapitel stellen wir verwandte Arbeiten aus der Kapitalmarkttheorie vor mit besonderem Fokus auf Arbeiten mit Thema Verhaltensökonomie und Momentumeffekt. Insbesondere zeigen wir die Gemeinsamkeiten und Unterschiede zwischen den Arbeiten und skizzieren mit sehr zeitnahen Artikeln den aktuellen Stand der Forschung.

Corporate Governance and Equity Prices Im Jahr 2003 erstellen Paul Gompers, Joy Ishii und Andrew Metrick im Artikel "Corporate Governance and Equity Prices" einen "Governance Index" [GIM03]. Dieser Index misst die Höhe der Aktionärsrechte von 1500 großen Unternehmen in den 1990er Jahren. Paul Gompers et al. nutzen diesen Index, um die Firmen im untersten Dezil des Index, also die Firmen mit den stärksten Aktionärsrechten zu kaufen, und die Firmen im obersten Dezil des Index, also die Firmen mit den schwächsten Aktionärsrechten zu verkaufen. Während des Stichprobenzeitraums erwirtschaften Paul Gompers et al. eine Rendite von 8,5% pro Jahr und stellen fest, dass Firmen mit stärkeren Aktionärsrechten einen höheren Firmenwert, höhere Gewinne, höheres Umsatzwachstum, niedrigere Investitionsausgaben und weniger Unternehmensakquisitionen erlangen.

Unsere Arbeit ist von der methodischen Vorgehensweise stark mit Paul Gompers' Arbeit verwandt. Paul Gompers et al. messen die Aktionärsrechte von Unternehmen, sortieren die Wertpapiere nach dieser Eigenschaft und erstellen ein Ranking. Wir messen das Momentum von Unternehmen, sortieren Wertpapiere nach dieser Eigenschaft und erstellen ebenfalls ein Ranking. Im Anschluss simulieren wir die Performance der Unternehmen.

Das Vorgehen Wertpapiere nach einer bestimmten Eigenschaft zu sortieren, und die Performance des Dezils mit der höchsten Ausprägung der Eigenschaft zu messen, haben beide Arbeiten gemeinsam. Zwar sind die Eigenschaften verschieden, so ist die Vorgehensweise dafür sehr ähnlich. Die Parallelen zu Paul Gomrpers' Artikel unterstützen unser methodisches Vorgehen in Kapitel 2.1.

The Fama-French Five Factor Model Plus Momentum Philipp Dirkx und Franziska J. Peter entwickeln in dem Artikel "The Fama-French Five-Factor Model Plus Momentum: Evidence for the German Market" im Jahr 2020 eine Erweiterung zum Fama-French Fünffaktorenmodell indem ein Momentumfaktor hinzugefügt wird [DP20]. Die beiden Wissenschaftler nutzen Monatsdaten zwischen 2002 und 2019, um herauszufinden, ob dieses Sechsfaktorenmodell im Vergleich zum Fama-French Dreifaktorenmodell Aktienrenditen präziser erklären kann. Die Ergebnisse ihrer Arbeit offenbaren, dass das Sechsfaktorenmodell keine signifikant höhere Erklärbarkeit für Aktienrenditen bietet, als das Dreifaktorenmodell von Fama-French für den deutschen Markt.

Die Vorgehensweise von Philipp Drikx und Franziska J. Peter erinnert stark an Mark Caharts Vierfaktorenmodell, das wir in unserer Ausarbeitung auf Überrendite zum breiten Markt testen [Car97a]. Das Vierfaktorenmodell ist eine Ergänzung des Fama-French Dreifaktorenmodells um eine Momentum Komponente. Philipp Drikx und Franziska J. Peter ergänzen das Fama-French Fünffaktorenmodell ebenfalls um eine Momentum Komponente. Für unsere Ausarbeitung wählen wir gezielt das Vierfaktorenmodell und nicht das Sechsfaktorenmodell von Philipp Drikx und Franziska J. Peter, weil das Vierfaktorenmodell mit CAPM und dem Dreifaktorenmodell bereits statistisch verglichen wurde und Zakri Y. Bello im Jahr 2008 zu dem Ergebnis gekommen ist, dass das Vierfaktorenmodell genauere Vorhersagungen trifft als das Dreifaktorenmodell und CAPM [Bel08b].

Weitere Elementare Arbeiten In diesem Paragraphen nennen wir Arbeiten und Autoren, die eine unerlässliche Grundlage für unsere Arbeit bilden.

Für unser Selektionskriterium verwenden wir das Carhart-Vierfaktorenmodell [Car97a].

Mark Cahart entwickelt das Fama-French Dreifaktorenmodell durch Hinzufügen einer Momentumkomponente weiter. Die Arbeiten von Mark Cahart und von Eugene Fama, Kenneth French bilden die Grundlage für die Selektionsfunktion in Kapitel 2.1.

Narasimhan Jegadeesh und Sheridan Titman sind die Ersten, die die Performance von Wertpapieren nach einem Momentumkriterium gemessen haben [Mar52a]. Sie finden heraus, dass das Kaufen von stark gestiegenen Wertpapieren und das Leerverkaufen von stark gefallenen Wertpapieren eine signifikant positive Rendite bietet. Das Kapitel Momentum aus Robert Thalers Buch "Advances in Behavioral Finance" wird in Zusammenarbeit mit diesen beiden Wissenschaftlern verfasst, welches die Grundlage für unser Gewinnerportfolio mit Momentumkriterium in Kapitel 2.3.2 bildet.

1.2 Zentrale Fragestellung der Arbeit

In dieser Arbeit wird untersucht, ob der Momentumeffekt aus der Verhaltensökonomie genutzt werden kann, um Überrenditen zum breiten Markt zu erzielen. Dafür werden zwei verschiedene Marktstrategien aus der aktuellen Forschung untersucht, die den Momentumeffekt auf unterschiedliche Weise nutzen.

Die erste Marktstrategie, stammt aus dem Kapitel Momentum aus dem Buch Advances in Behavioural Finance von dem Nobelpreisträger für Wirtschaftswissenschaften, Richard Thaler [Tha05a, S. 324]. In Thalers Kapitel Momentum wird statistisch nachgewiesen, dass das gleichgewichtete Kaufen von Wertpapieren mit den 10% höchsten Renditen aus den letzten 12 Monaten, für die nächsten 3 Monate, eine erwartete Rendite von 1.31 pro Monat bietet. Wir untersuchen mit historischen Daten, ob diese Strategie eine höhere Rendite erzielt als der breite Markt.

Die zweite Marktstrategie, stammt von dem Wirtschaftswissenschaftler Mark Cahart. Mark Cahart ergänzt im Jahr 1997 das Fama-French Modell von den Nobelpreisträgern für Wirtschaftswissenschaften Eugene Francis Fama und Kenneth Ronald French [FF21] um einen Momentum Faktor [Car97a]. Wir untersuchen mit historischen Daten, ob das Carhart-Vierfaktorenmodell genutzt werden kann, um Wertpapiere zu identifizieren, die eine höhere Rendite als der breite Markt bieten.

Unsere Arbeit grenzt sich von anderen Arbeiten ab, indem wir die oben genannten Marktstrategien mit dem S&P 500 Aktienindex direkt vergleichen. Unsere zentrale Fragestellung dabei ist, ob eine der beiden vorgestellten Marktstrategien mit Momentum eine höhere Rendite erzielen kann als der S&P 500 Aktienindex. Falls eine dieser Marktstrategien profitabler ist, und eine geringere Volatilität als der S&P 500 aufweist, dann sind Investitionen nach der Momentum-Marktstrategie lukrativer und für den Investor erwägenswert. Falls dies im direkten Vergleich der drei Anlagestrategien nicht der Fall ist, dann empfehlen wir die Anlage in einen Fonds mit S&P 500 Indexabbildung an Stelle der beschriebenen Marktstrategien mit Momentum.

1.3 Aufbau der Arbeit

In diesem Kapitel erläutern wir die grobe Struktur unserer Arbeit. In Kapitel 2 wird das methodische Vorgehen unserer Arbeit kurz zusammengefasst. Wir erläutern, wie die Portfoliostrategien von Thaler und Carhart benutzt werden, um die Portfolios zu konstruieren. In Kapitel 2.2 geben wir eine detaillierte Einführung in die Thematik. Es werden die notwendigen Hintergründe und Vorkenntnisse vermittelt. Wir erklären dabei die wichtigen Hintergründe zum Momentumeffekt und Behavioral Finance für die erste Portfoliostrategie nach Thaler. Für die zweite Portfoliotheorie erklären wir die Grundlagen der Portfoliotheorie, CAPM, das Fama-French Dreifaktorenmodell und das Carhart Vierfaktorenmodell. In Kapitel 2.3 simulieren wir die Performance der Portfolios mit historischen Daten und bewerten die Portfolios anhand unserer Performancekriterien. Wir diskutieren und interpretieren die Ergebnisse der Simulation und geben eine Effizienzbeurteilung der Portfolios ab. In Kapitel 3.1 fassen wir die wichtigsten Ergebnisse nochmal zusammen und geben einen Ausblick für weitere Arbeiten.

Kapitel 2

Methodischer Teil

2.1 Beschreibung der Methode

In diesem Kapitel beschreiben wir die Methoden zur Generierung von Ergebnisdaten, um im Anschluss die Portfoliosstrategien nach Thaler und Carhart mit dem S&P500 zu vergleichen.

2.1.1 Methode Momentumportfolio

Unsere Arbeit beschäftigt sich mit dem Vergleich des von Jegadeesh und Titman [Tha05b] beschriebenen Momentumeffektes mit dem breiten Markt. Unsere Gegenüberstellung basiert auf einer Seite aus dem 12/3 Momentumeffekt und auf der anderen Seite dem breiten Markt, welcher sich in unserem Fall am S&P 500 orientiert. Mit dem oben genannten Momentumeffekt werden in der Vorbereitung für die Portfoliobildung Aktiengewinner aus den letzten zwölf Monaten ermittelt. Dies orientiert sich an den erzielten Renditen einer jeden Aktie. Mithilfe einer Gewinnerliste ermitteln wir schlussendlich die Gewinneraktien, von denen die 10% besten Aktien zu gleichen Teilen gekauft werden sollen. Diese sollen im nächsten Schritt drei Monate in der Halteperiode verweilen, bis sie nach der Halteperiode verkauft werden. Mit unserem Vorgehen wollen wir feststellen, ob der Momentumeffekt in der heutigen Zeit ebenfalls noch eine überdurchschnittliche Rendite erzielt oder, ob es möglicherweise doch ein besseres ist, in den breiten Markt zu

investieren. Unser Vorgehen wurde in Form eines programmierten Aktienscanners in der Programmiersprache R dokumentiert.

2.1.2 Methode Carhartportfolio

Im Zuge dieser Hausarbeit haben wir uns umfassend mit der zur Verfügung stehenden Fachliteratur beschäftigt, ausgehend von Richard Thaler [Tha05c], Robert J. Shiller, Eugene Fama, Kenneth R. French [FF92] und Mark Carhart [Car97b]. So konnten wir einen aktuellen Forschungsstand herausarbeiten und werden unsere Erkenntnisse im späteren Verlauf noch vorstellen.

Mark Carhart präsentierte in seinem Artikel “On Persistence in Mutual Fund Performance“ (1997) [Car97b] die Performance eines nach der Momentum-Strategie gewählten Portfolios in Kombination mit drei Selektionsfaktoren nach Eugene Fama und Kenneth R. French [FF92]. Das sogenannte “*Carhart four-factor model*“ erreicht in seinen Auswertungen höhere Profite als das bisher bekannte drei-Faktor Modell nach Fama-French (1992) [FF92]. Carhart ergänzt das drei-Faktor Modell durch einen monatlich errechneten Momentum-Faktor, was seinem Modell auch den Namen MOM (Monthly Momentum Factor) verleiht. Er basiert diesen Faktor auf den Arbeiten zum Momentum-Phänomen von Jegadeesh und Titman (1993) [JT93a]. Wir haben auf der Grundlage von Carhart’s Artikel (1997) [Car97b] und weiterführender Literatur von Zakri Y. Bello (2008) [Bel08a] ein Auswertungsprogramm geschrieben, welches anhand historischer Kursdaten “*Carhart four-factor*“-Aktienportfolios zusammenstellt und deren Performance abbildet. Die Performance dieser Portfolios vergleichen wir mit *Momentum*-Portfolios nach Jegadeesh/Titman (2001) [JT01a] und mit dem breiten Markt. Da *Momentum*-Portfolios laut empirischen Studien bei einer Haltedauer von drei Monaten die höchste Performance aufweisen [JT01a], werden wir die Performance aller Portfolios jeweils über drei Monate dem breiten Markt gegenüberstellen und die erhaltenen Profite vergleichen. Der breite (gesamte) Markt, bzw. ein sogenanntes Marktportfolio kann in der Praxis nicht sinnvoll abgebildet werden, allerdings erwähnen Brodie, Kane, Marcus (2020) in ihrem Lehrbuch ‘Investmens‘ [BKM21] den Standard and Poor’s *S&P 500* als mögliche Alternative. Wir werden die Performance unserer Portfolios daher an der Performance des *S&P 500 ETF* messen.

Die Datengrundlage für unsere Auswertung bildet die *Yahoo Finance API*. Zudem erhalten wir einige notwendige Kennzahlen des *Fama-French three-factor model* über eine Internetseite der Universität Dartmouth, deren Urheberschaft Kenneth R. French zufällt¹. Die historischen Daten der Yahoo Finance Datenbank importieren wir, bereinigen sie und generieren mit Hilfe der Fama-French-Werte mit Orientierung an Mark Carhart [Car97b] gleichmäßig gewichtete *Carhart-Aktienportfolios*[Car97b, Seite 63]. Es werden Daten aus den Jahren 2019-2021 verwendet. Um die Performance grafisch darzustellen, berechnen wir die durchschnittlichen Tagesprofite der Portfolios über drei Monate. Die Ergebnisse stellen wir der gleichermaßen errechneten Performance des *S&P 500 ETF* gegenüber.

2.1.3 Einschränkungen

Die frei zur Verfügung stehende Datengrundlage von *Yahoo Finance* kann in Einzelfällen historische Kurse von auf dem Markt verfügbaren Aktien gar nicht, oder nur teilweise bereitstellen. Diese Kursdaten fehlen in unseren Auswertungen und konnten nicht in das Ergebnis mit einbezogen werden. Im Blick auf den Rahmen dieser Hausarbeit wurde die untersuchte Zeitspanne auf 2 Jahre und die untersuchten Aktienmärkte auf (1) den weltweiten Markt und (2) die iShares ETF des Unternehmens BlackRock, Inc. begrenzt.

2.2 Detaillierte Einführung in die Thematik

In diesem Kapitel bieten wir eine detaillierte Einführung in die Thematik von dem Momentumeffekt aus Behavioral Finance auf Grundlage von Robert Thaler's Buch 'Advances in Behavioral Finance', sowie eine historische Einführung in Carhart's Vierfaktorenmodell.

2.2.1 Der Momentum Effekt

Zu Beginn unserer Arbeit wollen wir auf eins unserer Kriterien zu sprechen kommen, welches uns helfen soll, möglichst profitabel Gewinne zu erzielen. Dieses Kriterium ist der Momentum Effekt. So beschrieben Jegadeesh und Titman [JT93b], dass Aktien, wel-

¹Zu finden unter: https://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html [Stand 11/2021]

che in einer drei bis zwölf Monate Periode am besten bzw. am schlechtesten abschnitten, anschließend weiterhin gut bzw. schlecht abschneiden. Dabei scheinen die besten Performer weniger riskant als die schlechten zu sein. Die Folge daraus zeigt sich in den Arbeiten von Grinblatt, Titman und Wermers [GTW95] sowie Chan, Jegadeesh und Wermers [CHT00]. Sie führen auf, dass Investmentfonds eher dazu tendieren, vergangene Gewinner-Wertpapiere zu kaufen und vergangene Verlierer-Wertpapiere zu verkaufen. Darüber hinaus, zeigten Womack [Wom96] und Jegadeesh, Kim, Krische und Lee [JKKL04], dass Analysten eher dazu tendieren, Aktien mit einem hohen, statt niedrigen Momentum zu empfehlen. Jegadeesh und Titman [JT93b] untersuchten das Leistungspotenzial verschiedener Handelsstrategien mit Bildungs- und Haltefristen zwischen drei und zwölf Monaten. Die Idee dahinter ist es eine Aktie auf Grundlage der Rendite der letzten J Monate auszuwählen und diese dann für K Monate zu halten. J und K sind die Werte, welche zwischen drei und zwölf variieren können. Die Wertpapiere werden für die Auswahl anhand der Renditen ausgewählt und in einer Rangliste festgehalten. Basierend auf dieser Liste erstellten die Autoren zehn Portfolios, welche die Aktien in jedem Dezil gleich gewichteten. Die Wertpapiere, welche die höchste bzw. niedrigste Rendite erreicht haben, waren dann die Gewinner- bzw. Verliereraktien. Die Bildung eins Portfolios wird anhand der Gewinner- bzw. Verliereraktien gebildet. Innerhalb der Momentumstrategie wurden die Gewinnerportfolios gekauft und die Verliererportfolios verkauft. Jegadeesh und Titman [JT93b] testeten ihre Momentumstrategie zwischen 1965 und 1989 mit Aktien, welche an der New York Stock Exchange gehandelt wurden sowie der American Express Aktie. Das Ergebnis der Autoren weist eine stehts positive Rendite bei allen Nullkosten-Portfolios auf. Lediglich eine Aufnahme gab es bei der Signifikanz der Dreimonats-Dreimonatsstrategie. Die beste Strategie, welche Jegadeesh und Titman aus ihrer Untersuchung hervorbringen konnten, ist die Strategie, bei der Aktien anhand der Performance der letzten zwölf Monate bewertet werden und im Anschluss gekauft und für drei Monate gehalten werden. Gibt es keine zeitliche Verzögerung zwischen der Bildung des Portfolios und der Halte-dauer, erhält man mit dieser Strategie eine Rendite von 1,31% in einem Monat. Bei einer Betrachtung von nur sechs statt zwölf Monaten ist die Rendite unabhängig von der Halte-dauer bei etwa einem Prozent pro Monat. Ein Selektionskriterium innerhalb der Arbeit

von Jegadeesh und Titman [JT01b] ist es nur Wertpapiere in ein Portfolio aufzunehmen, welche einen Kurswert über fünf Dollar besitzen und Aktien auszusortieren, welche sich mit der Marktkapitalisierung im kleinsten Dezil befinden.

2.2.2 Orts- und Zeitabhängige Schwankungen

Auch wenn die Strategie in den USA getestet wurde, bedeutet es nicht, dass die Momentumstrategie auch nur in den USA profitabel ist. Ganz im Gegenteil ist die Strategie in vielen Märkten in der Welt erfolgreich. So hat Rouwenhorst [Rou98] die Vorgehensweise von Jegadeesh und Titman in zwölf europäischen Ländern repliziert, getestet und ähnliche Ergebnisse erhalten (siehe Abbildung 2.1). Bei einer Lösung, mit einem Sechs-Monats/Sechs-Monats-Ansatz, erreichen die europäischen Aktien eine Rendite von 1,16% im Monat. Im Vergleich erzielen Aktien aus den USA nur eine Rendite von 0,95% im Monat. Trotz eines kürzeren Stichprobenzeitraums, ist Rouwenhorsts t-Test größer als der von Jegadeesh und Titman [JT93b]. Daraus ergibt sich, dass die Volatilität von Momentumstrategien geringer als in den USA ist.

Eine andere Studie von Griffin, Ji und Martin [GJM03] handelt ebenfalls von der Momentumstrategie, gibt jedoch einen Überblick über Länder auf der ganzen Welt. Die Studie zeigt, dass Momentumstrategien in Nord-Lateinamerika und Europa Anklang finden, allerdings in Asien, keine nennenswerten Profite erwirtschaften. Dies wird von der Arbeit von Chui, Titman und Wei [CTW00] unterstützt. Sie fanden ebenfalls heraus, dass Japan und auch anderen asiatischen Ländern die Profite mit einer Momentumstrategie kaum größer null sind.

Neben der Erkenntnis, dass der Momentumeffekt in gewissen Regionen der Welt nicht funktioniert, gibt es ein weiteres Phänomen, welches zu beobachten ist. Jegadeesh und Titman [JT01b] fanden heraus, dass es saisonale Schwankungen innerhalb des Momentumeffekts gibt. So erhalten sie negative Renditen im Januar, wohingegen der Rest des Jahres positiv abschneidet. Bei der sechs-monats/sechs-monats Strategie lässt sich im Januar eine Rendite von -1,55% erzielen, wohingegen sich im Rest des Jahres eine monatliche Rate von 1,48% verzeichnen lässt. So haben Keim [Kei83] oder DeBondt und Thaler [DBT85] herausgefunden, dass im Januar andere Anomalien und Effekte auftreten. Die

<i>J</i>	Panel A						Panel B				
	K=	3	6	9	12	K=	3	6	9	12	
3	Loser	1.16	1.04	1.08	1.09	0.77	0.87	0.94	0.94	1.05	
	Winner	1.87	1.92	1.90	1.91	1.85	1.91	1.90	1.90	1.84	
	Winner-Loser	0.70	0.88	0.82	0.82	1.09	1.05	0.95	0.95	0.79	
6	<i>t</i> -stat	(2.59)	(3.86)	(4.08)	(4.56)	(4.29)	(4.74)	(4.99)	(4.99)	(4.64)	
	Loser	0.95	0.90	0.92	1.04	0.72	0.76	0.88	0.88	1.06	
	Winner	2.08	2.06	2.04	1.95	2.04	2.05	2.00	2.00	1.87	
9	Winner-Loser	1.13	1.16	1.12	0.91	1.31	1.28	1.12	1.12	0.81	
	<i>t</i> -stat	(3.60)	(4.02)	(4.35)	(3.94)	(4.27)	(4.59)	(4.50)	(4.50)	(3.62)	
	Loser	0.88	0.83	0.97	1.11	0.64	0.77	0.95	0.95	1.14	
12	Winner	2.12	2.13	2.04	1.93	2.09	2.07	1.97	1.97	1.84	
	Winner-Loser	1.24	1.29	1.07	0.82	1.45	1.30	1.02	1.02	0.70	
	<i>t</i> -stat	(3.71)	(4.19)	(3.78)	(3.19)	(4.50)	(4.36)	(3.77)	(3.77)	(2.83)	
	Loser	0.84	0.94	1.08	1.21	0.77	0.93	1.10	1.10	1.25	
	Winner	2.19	2.09	1.97	1.85	2.08	1.98	1.88	1.88	1.76	
	Winner-Loser	1.35	1.15	0.89	0.64	1.31	1.05	0.78	0.78	0.51	
	<i>t</i> -stat	(3.97)	(3.66)	(3.07)	(2.40)	(4.03)	(3.48)	(2.80)	(2.80)	(1.98)	

Abbildung 2.1: Quelle: Rouwenhorst (1998) [Rou98]

beschriebenen Anomalien treten tatsächlich auch nur im Januar auf und sind im restlichen Jahr nicht aufzufinden. Diese Anomalien schaden somit der Momentumstrategie innerhalb des Januars. Ein weiterer Aspekt, welcher erklärt, warum Gewinner- und Verliereraktien ihren Trend fortsetzen, ist die Art, wie die Aktien auf Informationen reagieren. In diesem Fall unterreagieren die Kurse der Aktien mit den Nachrichten und Informationen,

welche damit einhergehen. Das Modell von Lo und MacKinlay [LM90] beschreibt, dass Aktien bei zum Beispiel guten Nachrichten nur bedingt auf diese reagieren. So sollte die Aktie eigentlich steigen. Allerdings geschieht dies nur mäßig, da sich der Markt mit dem Veröffentlichen der Nachricht bereits vollständig an die neuen Informationen anpasst. Ein anderer Grund für den Momentumeffekt kann die Risikoverteilung der vorangegangenen Gewinner- und Verliereraktien sein. Gewinneraktien waren in diesem Fall riskanter als die Verliereraktien. Der Unterschied zwischen Gewinner- und Verlierer-Portfoliorenditen ist somit die Risikokompensation. Es lässt sich sagen, dass trotz schwankender Prämien, die Momentumstrategie profitable ist.

Einige Paper betrachten die Querschnittsunterschiede der Renditen in Momentum-Portfolios und ob diese durch Unterschiede beim Risiko im Rahmen bestimmter Preisbildungsmodelle für Vermögenswerte erklärt werden können. Jegadeesh und Titman passen das Risiko an, indem sie sich an dem CAPM Modell, sowie dem Fama-French drei Faktoren Modell bedienen. Diese Modelle wurden besonders von Fama und French [FF96], Grundy und Martin [GM01], sowie auch Jegadeesh und Titman [JT01b] beleuchtet. Im Laufe der Arbeit werden die genannten Modelle nochmals näher vorgestellt und erklärt. In Abbildung 2.2 von Jegadeesh und Titman [JT01b] werden die größten Dezil-Ränge und die Fama-French Faktor-Sensitivitäten der Momentum Portfolios dargestellt. Die Tabelle ordnet Dezile in einer Rangfolge basierend an der NYSE-Größe. In diesem Fall beschreibt der erste Platz das kleinste Dezil und der zehnte Platz das größte. Es zeigt sich, dass Gewinner sowie Verlierer tendenziell weniger Rendite vorweisen als der Durchschnitt der Aktien in der Stichprobe. Dies hat den Grund, dass kleinere Unternehmen volatilere Renditen aufweisen und somit eher in Portfolios zu finden sind, welche extrem Renditen orientiert sind. Zusätzlich lässt zeigen, dass der Rang bei Gewinnerportfolios im Durchschnitt höher als bei den Verliererportfolios ist.

In der Abbildung 2.2 zeigt sich, dass unter den Faktorsensitivitäten die Werte für Gewinner wie Verlierer sehr ähnlich sind. So reagieren den Verlierer allerdings empfindlicher auf die restlichen Faktoren. Die Empfindlichkeit gegenüber dem SMB-Faktor liegt bei 0,55 und 0,41, und für den HML-Faktor bei -0,24 und -0,02 für die Verlierer und die Gewinner. Die relativen Sensitivitäten der extremen Momentum-Portfolios gegenüber den

	<i>Average Size Decile Rank</i>	<i>FF Factor Sensitivities</i>		
		<i>Market</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>
P1	4.81	1.08	0.41	-0.24
P2	5.32	1.03	0.23	0.00
P3	5.49	1.00	0.19	0.08
P4	5.51	0.99	0.17	0.14
P5	5.49	0.99	0.17	0.17
P6	5.41	0.99	0.19	0.19
P7	5.36	0.99	0.22	0.19
P8	5.26	1.01	0.24	0.16
P9	5.09	1.04	0.30	0.11
P10	4.56	1.12	0.55	-0.02
P1-P10	0.25	-0.04	-0.13	-0.22

Abbildung 2.2: Quelle: Jegadeesh u. Titman(2001)[JT01b]

SMB- und HML-Faktoren spiegeln die Beziehung zwischen vergangenen Renditen, Unternehmensgröße sowie der B/M-Ratio (Book-to-Market) wider. Die Gewinner erhöhen ihre Marktkapitalisierung und sind daher tendenziell größere Unternehmen, die ebenfalls eine niedrigere B/M-Ratio vorweisen können als die Verlierer. Daher sind die SMB- und HML-Werte der Verlierer größer als die der Gewinner. Alles in allem, zeigt einem die Abbildung 2.2, dass die Verlierer risikoreicher sind als die Gewinner, da sie empfindlicher auf die Fama-French-Faktoren reagieren.

Die Ergebnisse von Jegadeesh und Titman [JT01b] zeigen, dass die Querschnittunterschiede bei den erwarteten Renditen mittels CAPM oder des Fama-French Drei-Faktor-Modells nicht erklärt werden können. Es ist möglich, dass die genutzten Modelle, Preisfaktoren auslassen und damit unzureichende Anpassungen für die gezeigten Risikodifferenzen liefern. Um die Notwendigkeit zu umgehen, ein Gleichgewichtsmodell zur Bestimmung der Benchmarks zu spezifizieren, nehmen Conrad und Kaul [CK98] in ihrer Arbeit an, dass die bedingungslosen Renditen konstant sind. Sie verwenden den Stichprobenmittelwert der realisierten Renditen der Aktien als Maß für die erwartete Rendite. Mittels einer Zerlegung untersuchen sie den Beitrag der Querschnittunterschiede bei den erwarteten Renditen zu den Momentum-Gewinnen. Conrad und Kaul finden heraus, dass die Querschnittvarianz der mittleren Stichprobenrendite, den Momentum-Gewinnen ähnelt, welche die Strategie der gewichteten relativen Stärke verfolgten. Dieses Ergebnis lässt sie fälschlicherweise glauben, dass die beobachteten Momentum-Gewinne durch die Querschnittsunterschiede bei den erwarteten Renditen erklärt werden können. Jegadeesh und Titman [JT02] weisen mit

ihrer Arbeit jedoch darauf hin, dass der Stichprobenmittelwert einerseits eine unverzerrte Schätzung der bedingungslosen erwarteten Rendite ist, die Querschnittvarianz allerdings keine unverzerrte Schätzung der Varianz der tatsächlich erwarteten Rendite darstellt. Dadurch, dass die Stichprobenmittelwerte zum einen die erwarteten und die unerwarteten Komponenten der Rendite enthalten, ist die Varianz des Stichprobenmittelwertes die Summe der Varianzen dieser Komponenten. Daraus folgt, dass die Varianz des Stichprobenmittelwerts die Streuung der wahren erwarteten Renditen überschätzt. Auf diese Verzerrung gehen Jegadeesh und Titman ein, indem sie eine Alternative vorschlagen, um die Verzerrung zu vermeiden. In einem Test verwenden sie die durchschnittliche Rendite der Stichprobe außerhalb der Bewertungs- und Halteperiode, um unverzerrte Schätzungen der erwarteten Renditen zu erhalten. Damit ließ sich feststellen, dass sich auch mit dieser Schätzung, die Querschnittunterschiede in den erwarteten Halteperioden, praktisch keinen der Momentum-Gewinne erklären lassen. Diesen Test bestätigten die beiden mit vier weiteren Tests.

2.2.3 Momentum in Branchen

Die Arbeiten von Lo und MacKinlay [LM90], Jegadeesh und Titman [JT95] sowie Brennan, Jegadeesh und Swaminathan [BJS93] haben deutlich zeigen können, dass der gemeinsame Faktor in einem Einfaktormodell mit dem Marktindex als gemeinsamem Faktor die Momentum-Gewinne nicht erklären kann. Aus diesem Grund sind die Momentum-Gewinne auf die Vorhersagbarkeit der nicht marktbezogenen Komponente der Renditen zurückzuführen. Nun ist es allerdings möglich, die Dynamik in einem Multifaktormodell mit anderen gemeinsamen Faktoren zu verbinden, während die Komponente der Renditen die einzige marktunabhängige Komponente in einem Einzelfaktormodell ist. Es lassen sich zum Beispiel Branchenfaktoren einführen, welche die serielle Kovarianz der Branchenrenditen und nicht die serielle Kovarianz der unternehmensbezogenen Renditenkomponente für die Momentum-Gewinne verantwortlich machen. In ihrer Arbeit bewerten Moskowitz und Grinblatt [MG99] die Renditen aus dem Momentum in der Industrie. Anhand von vergangenen Branchenerträgen der Aktien, bilden sie wertgewichtete Branchenportfolios. Ihre Feststellung daraus lautet, dass Branchen mit einem hohen Momentum in

den sechs Monaten nach der Bildung des Portfolios besser abschneiden als Branchen mit einem niedrigen Momentum. Um anschließend zu beurteilen, wie das Momentum der Branche zu den Gesamtgewinnen des Momentum beiträgt, untersuchen sie die Leistung einer „Zufallsindustrie“-Strategie. Bei dieser Strategie werden die Unternehmen in den Gewinner- und Verliererbranchen durch andere Unternehmen ausgetauscht, welche kein Teil derselben Branche sind, aber die gleichen Renditen in diesem Zeitraum erzielen konnten. Diese Portfolios weisen in der Vergangenheit ähnliche Renditen auf, wie die der Gewinner- und Verliererportfolios. Ihnen fällt auf, dass die Zufallsindustrie-Strategie kaum Renditen erwirtschaftet. Sie folgern daraus, dass die Momentum-Strategie von dem Branchenmomentum profitieren kann, aus einem firmenspezifischen Momentum jedoch nicht profitiert. Die Autoren Grudy und Martin [GM01] untersuchen ebenfalls die Wichtigkeit des Branchenmomentums. Sie wiederholen die Arbeit von Moskowitz und Grinblatt [MG99] und können feststellen, dass für eine sechsmonatige Bewertungsphase mit einer sechmonatigen, anschließenden Halteperiode die Brachnenstrategie eine positive und signifikante Rendite von 0,78% pro Monat erzielt. Die Zufallsvariante erzielt auch in der Arbeit von Grudy und Martin eine Nullrendite. Die Autoren berücksichtigen darüber hinaus ebenfalls eine Strategie, bei der zwischen dem Zeitraum des Betrachtens und der Halteperiode ein Monat übersprungen wird. Dies soll eine Verzerrung durch Geld-Briefkurs-Differenzen vermeiden. Diese Strategie bringt bei der Bildung von Branchenportfolios allerdings keine signifikanten Gewinne. Allerdings für diese Strategie bei Einzelwerten zu einem signifikanten und positiven Gewinn von 0,79% pro Monat. Die Momentum-Strategie mit einzelnen Wertpapieren ist profitabler, wenn die Bewertungsperiode und die Halteperiode keinen Zusammenhang besitzen. Hängen die beiden Perioden doch zusammen, sind die Gewinne der Momentum-Strategie geschränkt. Der Grund dafür sind die negative serielle Korrelation der Renditen, welche durch die Geld-Briefkurs-Differenz entsteht, und die kurzfristige Renditemehrkehrung (short horizon return reversals). Grundy und Martin [GM01] schreiben in ihrer Arbeit, dass die Aktien im Zufallsbranchenportfolio vergleichsweise kleiner sind als die Aktien im Branchenportfolio. Das hat zur Folge, dass die Renditen der Zufallsbranchen-Strategie wahrscheinlich stärker durch die Geld-Briefkurs-Differenz beeinträchtigt werden. Ebenfalls führen sie aus, dass eine Strategie, welche Ak-

tien auf der Grundlage ihrer Branchenrenditen auswählt, vergleichsweise weniger unter Renditenumkehrungen aufgrund von Geld-Breifkurs-Differenzen leidet, als Aktien, welche auf Grundlage ihrer eigenen Renditen ausgewählt wurden. Bei dem Branchenmomentum hingegen, verschwinden die Gewinne für den sechsmonatigen Beobachtungszeitraum vollständig, wenn dieser nicht mit dem Haltezeitraum zusammenhängen. Aus diesem Grund scheint es, dass das Branchenmomentum von der positiven seriellen Korrelation bei den Branchenrenditen zu profitieren, wohingegen das Momentum mit einzelnen Wertpapieren durch die kurzfristige Renditenumkehrung beeinträchtigt wird. Dies deutet darauf hin, dass die in der Literatur am häufigsten verwendete Momentum-Strategie eindeutig von der Vorhersagbarkeit der unternehmensspezifischen Renditen profitiert, wohingegen sie ebenfalls von dem Branchenmomentum profitieren könnten. Die Arbeit von Lewellen [Lew02] zeigt ebenfalls, dass Branchenportfolios erhebliche Momentum-Gewinne erzielen. Er ist jedoch der Meinung, dass das Branchenmomentum in erster Linie auf den Lead-Lag-Effect der jeweiligen Branche zurückzuführen ist. Seine Ergebnisse deuten ebenso an, dass die Renditen der Branchenportfolios dazu neigen, sich zu stark gemeinsam zu bewegen. Außerdem stellt er fest, dass Größen- und B/M-Portfolios ein Momentum aufweisen. Dies zeigt, dass weder das Branchenmomentum noch das unternehmensspezifische Momentum sich gegenseitig aufheben, sondern beide eine Wichtigkeit besitzen.

2.2.4 Verhaltensökonomik

Es ist schwierig die betrachteten Momentum-Gewinne in einem risikobasierten Modell zu erklären. Aus diesem Grund haben sich Forscher mit Verhaltensmodellen beschäftigt, um dieses Phänomen zu erläutern. In dieser Arbeit wird unter anderem dieses Thema weiter spezifiziert, weswegen in diesem Teil der Arbeit nur eine kurze Beschreibung folgen soll, um einige Arbeiten zum Momentumeffekt zu motivieren. In den meisten Modellen wird davon ausgegangen, dass der Momentumeffekt durch serielle Korrelationen der einzelnen Wertpapierrenditen entsteht. Dies wurde bereits im vorherigen Teil behandelt. Allerdings unterscheiden sie sich, ob dies mithilfe einer Unterreaktion oder durch eine verzögerte Überreaktion geschieht. Ist die serielle Korrelation durch eine Unterreaktion verursacht worden, erwartet man stark positive Renditen während der Halteperiode. Nach dieser

Periode wird dann eine Periode mit normalen Renditen erwartet. Sind die stark positiven Renditen allerdings durch eine verzögerte Überreaktion verursacht worden, dann wird erwartet, dass auf die stark positiven Momentum-Renditen in der Halteperiode negative Renditen folgen. Das hat den Grund in der verzögerten Überreaktion, welche anschließend wieder rückgängig gemacht werden muss. Dieses Verhaltensmodell zeigt, dass die langfristige Rentabilität von Momentum-Strategien weiter untersucht werden muss, um mit Sicherheit verstehen zu können, ob das Momentum durch eine Unterreaktion oder verzögerte Überreaktion angetrieben ist. Delong, Shleifer, Summers und Waldman [DLSSW90] gehören zu den ersten Autoren, die formell modellierten, inwieweit nicht rationale Portfoliostrategien die Preise von Vermögenswerten beeinflussen können. Mit ihrer Argumentation sagen sie, dass Anleger dazu neigen, „positive Rückkopplungshandelsstrategien“ zu verfolgen. Dies sind Anlagestrategien, bei der Gewinner aus der Vergangenheit gekauft werden und Verlierer der Vergangenheit verkauft werden. Sie zeigen in ihrer Arbeit, dass dieses Verhalten der Anleger dazu führt, dass die Marktpreise der Wertpapiere von den Fundamentalwerten abweichen und damit einen Momentumeffekt hervorrufen. Sollten diese Preise allerdings zum Fundamentalwert zurückkehren, sorgt dies langfristig zu einer Umkehrung der Renditen. Barberis, Shleifer und Vishy [NSV98] haben in ihrer Arbeit größtenteils Verhaltensmodelle vorgestellt, welche nahelegen, wie verschiedene Verhaltensmuster Anleger dazu veranlassen können, positive Rückkopplungsstrategien zu verfolgen. Die Autoren diskutieren, wie eine „konservative Ausrichtung“ Anleger dazu veranlassen könnte, auf bestimmte Informationen weniger bzw. unterzureagieren. Dies hätte einen Momentum-Gewinn zur Folge. Edwards [Edw68] konnte in Experimenten feststellen, dass eine konservative Ausrichtung bedeutet, dass Anleger dazu neigen neue Informationen unterzugewichten, sollten sie ihre Prioritäten aktualisieren. Reagieren die Anleger auf diese Weise, nehmen die Kurse neue Informationen nur langsam auf. Haben die Kurse die jeweiligen Informationen vollständig aufgenommen, gibt es keine Vorhersehbarkeit der Aktienrenditen mehr.

Weiterhin gehen Barberis et al. [NSV98] davon aus, dass Anleger ebenfalls unter einer Verzerrung leiden. Gemeint ist die repräsentative heuristische Verzerrung, die zu einer Überreaktion führt. Diese Verzerrung wurde ursprünglich von Tversky und Kahneman

[TK74] beschrieben und sagt aus, dass die Tendenz von Individuen, „ein unsicheres Ereignis oder eine Stichprobe anhand des Grades zu identifizieren, in dem sie der Grundgesamtheit ähnlich ist“. Barberis et al. sehen im Zusammenhang mit Aktien, dass die Verzerrung dazu führt, dass Anleger fälschlicherweise zu dem Schluss kommen, dass Unternehmen, welche beständig Gewinnsteigerungen aufwiesen, auch in der Zukunft ein ähnliches Ergebnis ausweisen werden. Sie argumentieren, dass obwohl eine Verzerrung durch Konservatismus zu Unterreaktionen führt, diese Verzerrung in Verbindung mit der bereits beschriebenen repräsentativen Heuristik dazu führen kann, dass die Kurse kurzfristig über ihre Fundamentalwerte hinausschießen und langfristig zu einer Umkehrung der Rendite führen können. Die Autoren Daniel, Hirshleifer und Subramanyam [DHS98] wie auch Hong und Stein [HS99] schlagen alternative Modelle vor, bei denen sich auch, mit einem kurzfristigen Momentum, eine langfristige Umkehrung der Kursentwicklung vereinbaren lassen. Daniel et al. beschreiben das Verhalten von informierten Tradern als eine Verzerrung der Selbsteinschätzung. In ihrem Modell beobachten die Anleger positive Signale mehrerer Aktien, von denen einige nach Erhalt dieses positiven Signals eine gute Performance aufweisen. Durch ihre kognitive Verzerrung schreiben die Trader die Performance der Gewinneraktien ihren Fähigkeiten zu, hingegen war es bei der Auswahl der Verliereraktien nur Pech. Die hat zur Folge, dass Anleger sehr zuversichtlich ihre Gewinneraktien auswählen und damit die Genauigkeit ihrer Signale für die ausgewählte Aktie überschätzen. Mit diesem gesteigerten Selbstbewusstsein und Vertrauen in die eigenen Signale treiben sie die Preise der Gewinner über die fundamentalen Werte hinaus in die Höhe. Die darauffolgende Überreaktion in diesem Modell führt zu den Momentum-Gewinnen. Hong und Stein [HS99] betrachten nicht direkt die Verzerrung, welche durch das Verhalten der Anleger getrieben ist. Sie betrachten zwei Gruppen von Anlegern, die auf Grundlage verschiedener Informationen handeln. Die erste Gruppe besteht aus Anlegern, welche als „Nachrichtenbeobachter“ in ihrem Modell auftauchen. Die Art von Anleger erhalten Signale über künftige Cashflows, ignorieren aber Informationen aus der Vergangenheit. Die anderen Anleger in ihrem Modell handeln auf Grundlage einer begrenzten Preisentwicklung und betrachten nicht die Signale über Fundamentaldaten, welche die Nachrichtenbeobachter zur Verfügung haben. Die erhaltenen Informationen werden mit einer Verzögerung über-

mittelt und fließen daher auch nur teilweise in die Preisentwicklung mit ein. Dieser Teil des Modells trägt zu einer Unterreaktion bei, welche zu Momentum-Gewinnen führt. Die technischen Trader hingegen treffen ihre Vorhersagen auf Grundlage vorhandener Kurse. Beide Anleger handeln in diesem Modell rational bei der Aktualisierung ihrer Erwartungen in Abhängigkeit von ihren Informationsbeständen. Die Vorhersagbarkeit der Renditen ergibt sich allerdings aus der Tatsache, dass jede Gruppe bei der Aktualisierung ihrer Erwartungen nur Teilmeldungen verwendet.

2.2.5 Langzeiterträge von Momentum-Portfolios

Im vorherigen Teil der Arbeit haben wir bereits erklärt, dass der Momentum-Effekt zum einen mit der Unterreaktion der Anleger auf Informationen sowie mit einer verzögerten Überreaktion der Anleger auf vergangene Informationen zusammenhängt. Im kommenden Abschnitt soll anhand der Arbeit von Jegadeesh und Titman [JT01b] untersucht werden, wie es um die langfristige Performance von Momentum-Strategien steht. Diese sollen prüfen, ob die Beweise darauf hindeuten, dass sich die Renditen in der Halteperiode umkehren. Dafür haben die Autoren die kumulierten Momentum-Gewinne über einen Zeitraum von sechzig Monaten dargestellt. In dem Zeitraum von 1965 bis 1998 zeigte die Arbeit von Jegadeesh und Titman eine extreme Umkehrung der Renditen im zweiten bis fünften Jahr. Der Momentum-Gewinn stieg so lange monoton an, bis er nach zwölf Monaten einen Gewinn von 12,17% verzeichneten konnte. Die Momentum-Gewinne, die daraufhin folgen sind im Durchschnitt negativ. Der kumulierte Momentum-Gewinn sind mit dem Ende des Monats 60 auf -0,44%. Die meisten Umkehrungen ereigneten sich zwischen dem vierten und dem fünften Jahr. In diesem Fall betrachteten Jegadeesh und Titman kumulative Momentum-Portfoliorenditen mit einer Stichprobe von Aktien, die an der NYSE, AMEX oder NASDAQ gehandelt wurden. Die Stichprobe hat alle Aktien umfasst, die zu Beginn des Ereigniszeitraums größer als das kleinste Dezil der NYSE-Marktkapitalisierung waren. Ebenfalls wurden Aktien aussortiert, die weniger als 5 Dollar wert waren. Die Robustheit der langfristigen Renditenumkehrung lässt sich durch die Untersuchung der Performance der Momentum-Portfolios in zwei Zeiträume einteilen. Dies ist zum einen der Zeitraum von 1965 bis 1981 und der Zeitraum von 1982 bis 1998. Das Jahr 1981 ist in diesem

Fall besonders, da dieses Jahr eine Art Bruchstelle darstellt, welche für die Fama-French-Faktorrenditen eine wichtige Rolle spielt. Die Faktoren SMB (Small minus Big) und HML (High minus Low) weisen in der Zeit vor 1981 höhere Renditen auf als nach dem Jahr 1981. Die durchschnittliche Rendite der beiden Faktoren betragen 0,53% für SMB und 0,48% für HML in der Zeit vor 1981. Nach diesem Jahr verzeichneten die Faktoren Werte von -0,18% bzw. 0,33% im Monat. Da die Momentum-Portfolios ein deutliches Engagement in diesen Faktoren aufwiesen, wäre die faktorbezogenen Umkehrungen im Zeitraum vor 1981 größer als in den Jahren nach 1981. Die Ergebnisse zeigen, dass die ersten zwölf Monate in der Halteperiode der Momentum-Strategie signifikant profitabel sind. Ebenfalls zeigen die Ergebnisse, dass die Gewinne in beiden Teilzeiträumen eine ähnliche Größenordnung aufweisen. Die Renditen sind jedoch in der Zeit nach der Halteperiode recht unterschiedlich. In dem Zeitraum von 1965 bis 1981 sind die kumulierten Gewinne von 12,10% am Ende des zwölften Monats auf 5,25% am Ende des 36 Monats gesunken. Am Ende des 60 Monats gehen die kumulierten Gewinne zurück auf -6,29%. Im Zeitraum von 1982 bis 1998 ist der kumulierte Gewinn bei 12,24% am Ende des zwölften Monats und auf 6,68% am Ende des 36 Monats. Hier bleibt der Gewinn anschließend 24 weitere Monate ungefähr auf dem vorhandenen Gewinn-Niveau. Das Ergebnis des zweiten Teilzeitraums stützen allerdings nicht die Verhaltensmodelle. Positive Momentum-Renditen sind manchmal mit der Umkehrung nach der Halteperiode verbunden und manchmal auch nicht. Aus diesem Grund bietet die langfristige Performance des Momentum-Portfolios keine starke Unterstützung für die Verhaltensmodelle.

2.2.6 Querschnitt-Determinanten des Momentum

Einige Erkenntnisse aus den Verhaltensmodellen geben den Grund zur Annahme, dass Aktien unterschiedliche Grade von Momentum erreichen, sollten die Aktien verschiedene Eigenschaften besitzen. So stellen Jegadeesh und Titman [Tha05b] fest, dass das Momentum bei kleineren Unternehmen größer ist. Ein Paper von Lesmon, Schill und Zhou [LSZ01] zeigt, dass die wichtigste Querschnitts-Vorhersage für den Momentum-Effekt das Preisniveau der Aktie ist. Neben dem Preisniveau ist die Unternehmensgröße ein ebenfalls wichtiger Indikator. Beide korrelieren mit den Transaktionskosten. Dies soll zeigen,

dass Unterschiede im Momentum-Effekt bei verschiedenen Aktien einen Zusammenhang mit den Transaktionskosten haben. Hong, Lim und Stein [HLS00] konnten feststellen, dass Unternehmen, welche von weniger Analysten beobachtet wurden, ein größeres Momentum vorweisen konnten. Da es weniger öffentliche Informationen über Aktien mit geringer Analystenabdeckung gibt, werden Informationen über diese Unternehmen auch nur langsam in die Aktienkurse aufgenommen. Dies steht im Einklang mit einer Aussage von Hong und Stein [HS99], bei der eine langsame Verbreitung von Informationen die Momentum-Gewinne erhöht. Das Ergebnis steht allerdings auch im Einklang mit der Overconfidence-Hypothese. Da es immer weniger öffentliche Informationen gibt, wird erwartet, dass mehr private Informationen über die Aktien produziert werden. Die Arbeit von Daniel, Hirshleifer und Subrahmanyam [DHS98] verweist darauf, dass die Selbstüberschätzung mit der Menge an privat gesammelten Informationen über Aktien zunimmt. Daniel und Titmann [DT99] konnten feststellen, dass die Momentum-Gewinne deutlich größer sind, wenn man Strategie verfolgt, bei der man Aktien mit einem niedrigeren Kurs-Gewinn-Verhältnis hält. Diese Aktien beschreiben die Autoren als Wachstumsaktien wohingegen sie Aktien mit einem hohen Kurs-Gewinn-Verhältnis als Value-Aktien beschreiben. Sie gehen davon aus, dass Wachstumsaktien schwieriger zu interpretieren sind als Value-Aktien. Wie bereits erwähnt neigen Anleger dazu ihre Fähigkeiten überzubewerten. Der Nachweis, dass der Momentumeffekt bei Wachstumsaktien stärker ist, steht also auch hier mit der Overconfidence-Hypothese im Einklang. Lee und Swaminathan [LS00] haben bei der Untersuchung der Beziehung zwischen Momentum-Gewinnen und Umsatz feststellen können, dass das Momentum bei Aktien mit einem höheren Umsatz höher ist. In ihrer Arbeit zeigen sie, dass die Momentum-Gewinne bei Aktien mit dem höchsten Umsatz fast dreimal so groß sind, wie bei Aktien mit dem niedrigsten Umsatz. Dieses Ergebnis überrascht, wenn man es aus der Perspektive der Transaktionskosten betrachtet. Denn bei Aktien mit einem höheren Umsatz sollten niedrigere Transaktionskosten vorzuweisen sein, da diese leichter gehandelt werden können. Darüber hinaus ist die Zahl der Analysten und der institutionellen Anleger bei Aktien mit höheren Umsätzen größer als bei Aktien mit niedrigen Umsätzen. Das lässt erwarten, dass die Anleger bei Aktien mit niedrigen Umsätzen weniger zuversichtlich sind. Dies lässt auf größere Mei-

nungsverschiedenheiten über umsatzstarke Aktien schließen, welche auf Schwierigkeiten bei der Bewertung der Fundamentalwerte zurückzuführen sind. Aus diesem Grund gilt die Erklärung, warum Wachstumsaktien ein größeres Momentum aufweisen, auch für umsatzstarke Aktien. Eine weitere Erklärung von Daniel und Titman ist die Aufmerksamkeit, die ein Unternehmen mit einem hohen Umsatz auf sich zieht. Aus diesem Grund sind Aktien mit hohem Umsatz eventuell anfälliger für Handelsstrategien mit positiver Rückkopplung, welche von DeLong, Shleifer, Summers und Waldman [DLSSW90] vorgestellt wurden. Die in diesem Abschnitt angesprochenen Beweise der Autoren weisen darauf hin, dass Momentum-Gewinne bei Aktien mit geringerer Analysten-Coverage (Beobachtung von Analysten) größer sind als bei Aktien mit einer hohen Analysten-Coverage. Ebenfalls sind die Momentum-Gewinne bei Wachstumsaktien größer als bei Value-Aktien und bei Aktien mit hohem Umsatz größer als bei Aktien mit niedrigerem Umsatz. Die genannten Verhaltensmodelle geben eine gute Grundlage für das Verständnis für die Querschnittunterschiede bei den Momentum-Gewinnen. Diese lassen sich jedoch nur mithilfe mehrerer Verhaltensverzerrungen erklären. Daher ist es nur schwer zu erklären, welche Verhaltensstörung zu Momentum-Gewinnen führt. Die Autoren gehen jedoch davon aus, dass alle Verhaltensmuster eine gewisse Rolle spielen.

Ertragsmomentum

Alle bisherigen Ergebnisse haben sich auf die Rentabilität von Momentum-Strategien auf Grundlage von Renditen aus der Vergangenheit konzentriert. Die Renditen werden durch Veränderungen der vorliegenden Aktienfundamentaldata bestimmt. Dies erklärt auch, warum in der Regel die Aktienrenditen hoch sind, wenn das Gewinnwachstum die Erwartungen übertrifft und die Konsensprognosen für zukünftige Gewinne nach oben korrigieren. In der Literatur wird die Vorhersagbarkeit von Renditen auf Grundlage der Momentum-Gewinne in der Vergangenheit und Momentum-Erwartungen für künftige Gewinne untersucht, welche durch Korrekturen der Analystenprognosen dargestellt werden. Innerhalb dieses Abschnittes werden Erkenntnisse aus der Literatur zu Momentum-Gewinnen überprüft und die Wechselwirkung zwischen Momentum-Gewinnen und Preismomentum nähergebracht. In einigen Arbeiten von Chan, Jegadeesh und Lakonishok

[CJL96] oder Bernard und Thomas [BT89] werden die Momentums-Erträge anhand eines Maßes für standardisierte unerwartete Erträge oder standardized unexpected earnings (SUE) gemessen. Dieser ist auch ein wesentlicher Bestandteil unserer Arbeit und wird wie folgt definiert:

$$SUE = \frac{\text{Quartalsgewinne} - \text{Erwartete Quartalsgewinne}}{\text{Standardabweichung des vierteljährlichen Gewinnwachstums}}$$

In den genannten, sowie auch in weiteren Arbeiten werden verschiedene Varianten von Zeitreihenmodellen verwendet, welche der Ermittlung der Gewinnerwartungen dienen. In diesen Arbeiten wird davon ausgegangen, dass die vierteljährigen Gewinne von einem saisonalen Random Walk mit Drift verfolgt werden. Die Unterschiede in den Arbeiten zeigen sich allerdings in deren Annahmen über das Gewinnwachstum. Jones und Litzenberge [JL70] und Latane und Jones [LJ79] gehen davon aus, dass die viertjährigen Gewinne mit einer konstanten Rate wachsen. Foster et al. [FOS84] sowie Bernard und Thomas [BT89] modellieren das Wachstum der Quartalsgewinne als autoregressiven Prozess und Chan et al. [CJL96] gehen von einem Nullwachstum aus. Verglichen mit den genannten statistischen Modellen ist das autoregressive Modell die realistischste Spezifikation, da dieses Modell die durchschnittliche Umkehrung des Gewinnwachstums wiederspiegelt. Die Robustheit der Ergebnisse in verschiedenen Arbeiten zeigt allerdings, dass die Genauigkeit des Modells, das zur Spezifizierung des erwarteten Gewinnwachstums verwendet wird, nicht besonders wichtig ist, um unerwartete Gewinne zur Vorhersage von Renditen zu messen.

In Abbildung 2.3 wird ein Überblick über die Renditen der Portfolios gegeben, welche auf Grundlage der SUE geformt wurden. Latane und Jones [LJ79] untersuchten die Rentabilität von Strategien zwischen 1974 und 1977. Sie konnten feststellen, dass der Renditenunterschied zwischen dem höchsten SUE-Portfolio und dem niedrigsten SUE-Portfolio 7,3% beträgt. Dies ist das Ergebnis für eine Halteperiode von sechs Monaten. Die Portfolios in der Arbeit von Latane und Jones umfassen Aktien mit einem SUE-Wert von mehr als 2 bei dem Portfolio mit dem hohen SUE-Wert und weniger als -2 bei dem Portfolio mit dem niedrigen SUE-Wert. Bei dieser Klassifizierung werden jedem Extremportfolio etwa

Paper	Sample Period	Holding Period	Sample	Returns		
				High SUE	Low SUE	Difference
Latane and Jones (1979)	1974– 1977	6 months	All Firms	3.1	-4.2	7.3
Bernard and Thomas (1989)	1974– 1986	120 days	Small	2.6	-5.4	8.0
			Medium	2.3	-4.8	7.1
			Large	2.0	-2.1	4.1
Chan Jegadeesh and Lakonishok (1996)	1973– 1993	6 months	All Firms	11.9	5.1	6.8
		12 months	All Firms	21.3	13.8	7.5

Abbildung 2.3: Quelle: Jegadeesh und Titman [Tha05b]

15% der Aktien der Stichprobe zugeordnet. Bernard und Thomas [BT89] können in ihrer Arbeit ähnliche Resultate vorweisen. Diese beziehen sich jedoch auf kleine und mittelgroße Unternehmen. Bei großen Unternehmen beträgt die Differenz der Rendite zwischen den extremen Portfolios lediglich 4,1%. Chan et al. [CJL96] weisen eine sechsmonatige Renditendifferenz von 6,8% in dem Zeitraum von 1973 bis 1993 vor. Bei einer Haltedauer von zwölf Monaten halten sie eine Renditendifferenz von 7,5% fest, welche im Vergleich zur sechsmonatigen Halteperiode nur geringfügig höher ist. Aus diesem Grund ist die überlegene Performance der SUE-Strategie im Vergleich zur Price-Momentum-Strategie kurzlebig.

Paper	Sample Period	Sample	Holding Period	Returns		
				Up Revisions	Down Revisions	Difference
Givoly and Lakonishok (1979)	1967– 1974	49 Firms from S&P Earnings Forecaster	2 months	2.70	-1.00	3.70
Stickel (1991)	1981– 1985	NYSE/AMEX stocks on Zachs	125 days	2.99	-4.08	7.07
Chan, Jegadeesh and Lakonishok (1996)	1973– 1993	NYSE/AMEX/ NASDAQ stocks on IBES	6 months 12 months	12.30 22.90	4.60 13.20	7.70 8.70

Abbildung 2.4: Quelle: Jegadeesh und Titman [Tha05b]

In Abbildung 2.4 wird ein Teil der Literatur über die Revision von Gewinnprognosen durch Analysten zusammengefasst. In einer Studie von Givoly und Lakonishok [GL79], wurde eine Stichprobe von 67 Unternehmen aus dem Jahre 1967 bis 1974 untersucht.

Daraus werden Gewinnprognosedaten von Standard bis Poors Earnings Forecaster berücksichtigt. In ihrer Arbeit bilden sie Aufwärts- und Abwärtsrevisionsportfolios, welche Aktien umfassen, bei denen die Gewinnprognose um fünf Prozent nach oben oder unten revidiert wurde. Das Resultat daraus ist, dass das Aufwärtsrevisionsportfolio etwa 3,1% mehr Rendite erzielt als das Abwärtsportfolio. Stickel [Sti91] hat für den Zeitraum von 1981 bis 1984 eine Stichprobe von New Yorker und amerikanischen Börsenunternehmen untersucht, welche in der Zacks Investment Research-Datenbank enthalten waren. Bei seiner Vorgehensweise berücksichtigt er verschiedene Maßstäbe für Aufwärts- und Abwärtsrevisionen, die zum einen auf den Prognoserevisionen einzelner Analysten basieren und andererseits auf den Konsensprognosen basieren. Stickels Revisionsportfolios bestehen aus 5% der Aktien mit den höchsten und niedrigsten Prognoserevisionen. Schlussendlich kann er feststellen, dass die Differenz zwischen Up- und Down-Revisionportfolio 7,07% unter Verwendung von Konsens-Prognose-Revisionen erwirtschaften. Unter Verwendung der Prognoserevisionen einzelner Analysten erzielt er 6,36%. Chan, Jegadeesh und Lakonishok [CJL96] verwenden eine Stichprobe von Unternehmen, die im Zeitraum von 1977 bis 1993 von I/B/E/S International Inc. erfasst wurden. Sie definieren die Revision der Prognose als gleitenden sechs-monats-durchschnitt des Verhältnisses zwischen der Revision der Konsensgewinnprognose und dem Aktienkurs. Die Portfolios mit Aufwärts- und Abwärtsrevisionen umfassen das Dezil der Aktien mit den größten bzw. kleinsten Prognoserevisionen. Chan et al. stellen bei einer Halteperiode von sechs Monaten eine Rendite von 7,7% und bei einer Halteperiode von zwölf Monaten eine Rendite von 8,7% fest. Ähnlich der SUE-Strategie ist auch hier die Rentabilität der Analystenprognose-Revisionsstrategie kurzlebig. In der Literatur zeigt sich, dass die Strategie rund um die Revision von Analystenprognosen sehr robust ist. Die Rentabilität der Strategie hängt weder von der Definition der Prognoserevisionen noch von der Datenquelle für Analystenprognosen ab. Des Weiteren ist die SUE- sowie die Prognoserevisionen-Strategie rentabel, auch wenn die Erkenntnisse in der Vergangenheit liegen.

Verhältnis zwischen Ertrag und Rendite

In diesem Kapitel erörtern Chen et al. [CJL96] ihre detaillierte Analyse der Wechselwirkung zwischen verschiedenen Momentum-Strategien. Sie legen dar, dass eine Kursmomentum-Strategie rentabel ist, weil Kursmomentum und Gewinnmomentum korrelieren und das Gewinnmomentum die Quelle für die Vorhersagbarkeit der Rendite ist. Eine Alternative dazu können Strategien sein, die auf Preis- und Gewinnmomentum basieren, weil sie die Unterreaktion des Marktes auf unterschiedliche Informationen ausnutzen. So kann Ertrags-Momentum-Strategien zum Beispiel eine Unterreaktion auf Informationen ausnutzen, welche sich im Endeffekt in den kurzfristigen Erträgen wiedergeben werden. Kursmomentum-Strategien können eine langsame Reaktion auf eine breite Palette von relevanten Informationen ausnutzen. Das integriert ebenfalls langfristige Aussichten von Unternehmen, die durch kurzfristige Gewinnprognosen oder vergangenes Gewinnwachstum nicht vollständig erfasst werden. Treffen beide Erklärungen zu, so kann eine Strategie, die sich auf vergangene Renditen und auf das Gewinnmomentum stützt, eine Kombination abgeben, welche zu höheren Gewinnen führt als alle anderen Strategien. In ihrer Arbeit stellen Chan et al. die Korrelation zwischen Preis- und Gewinnmomentum dar. Sie können zeigen, dass beide Momentum-Strategien positiv miteinander korreliert sind. Die höchste Korrelation von 0,44 erzielen die Autoren mit zwei Gewinnmomentum-Variablen. Die Korrelationen der Renditen der letzten sechs Monate mit standardisierten unerwarteten Gewinnen mit den Prognoserevisionen der Analysten deuten darauf hin, dass vergangene Gewinnüberraschungen und Revisionen der Erwartungen bezüglich der Gewinne des folgenden Jahres in etwa gleich sind. Eine nicht ganz perfekte Korrelation zeigt jedoch, dass die unterschiedlichen Momentum-Variablen nicht dieselben Informationen widerspiegeln. In diesem Fall erfassen sie unterschiedliche Aspekte der Leistungen eines Unternehmens.

Zwei-Wege-Klassifikation

Um Aktienrenditen sechs bis zwölf Monate in der Zukunft vorherzusagen, ist zum einen die Ertrags- und Renditenmomentum-Strategie nützlich. Da sich die benötigten Variablen für die Strategie jedoch gemeinsam bewegen, lassen sich verschiedene Manifestationen nur in einem Effekt widerspiegeln. Sollte nun jedoch jede Momentum-Variable

unterschiedlich Informationen über zukünftige Renditen enthalten, muss jede Variable eine zusätzliche Vorhersagekraft aufweisen können. Chan et al. [CJL96] [CHT00] gehen dieses Problem mit dem Vorhersagetest an. Diese basieren auf der Grundlage von einer Zwei-Wege-Klassifikation. Zu Beginn eines jeden Monats sortieren die Autoren Aktien auf Grundlage ihrer Renditen und ordnen sie drei gleich großen Portfolios zu.

<i>Panel A: Standardized unexpected earnings and prior 6-month return</i>						
	1(Low)	2	3	1	2	3
Standardized unexpected earnings	1(Low)	2	3	1	2	3
Prior 6-month return	1(Low)	1	1	2	2	2
First six months	5.5	9.4	8.5	7.6	10.6	11.3
First year	14.2	19.0	15.7	18.3	22.4	21.6

<i>Panel B: Revision in analyst forecasts and prior 6-month return</i>						
	1(Low)	2	3	1	2	3
Revision in analyst forecasts	1(Low)	2	3	1	2	3
Prior 6-month return	1(Low)	1	1	2	2	2
First six months	4.2	6.3	8.5	7.7	8.8	11.2
First year	11.3	13.4	15.2	18.0	18.6	21.4

<i>Panel C: Revision in analyst forecasts and standardized unexpected earnings</i>						
	1(Low)	2	3	1	2	3
Revision in analyst forecasts	1(Low)	2	3	1	2	3
Standardized unexpected earnings	1(Low)	1	1	2	2	2
First six months	5.1	6.5	9.3	8.4	9.3	11.1
First year	13.7	15.3	19.0	18.4	19.6	22.4

Abbildung 2.5: Quelle: Chan, Jegadeesh und Lakonishok [CJL96] (1996)

In Teil A (Panel A) der Abbildung 2.5 präsentiert Chan et al. [CJL96] die Ergebnisse der Portfolios in einer Rangliste, basierend auf den vergangenen Sechsmonatsrenditen und der SUE. Die größte Beobachtung ist, dass die Renditen der vergangenen sechs Monate und der SUE die Renditen im folgenden Zeitraum vorhersagen. Des Weiteren führt die Art der Sortierung zu den großen Renditenunterschieden zwischen den Aktien, sodass Aktien mit den höchsten Renditen gemeinsam eingestuft wurden und Aktien mit den niedrigsten Renditen ebenfalls. Das am höchsten eingestufte Portfolio übertrifft das am niedrigsten eingestufte Portfolio in den ersten sechs Monaten um 8,1%. In einem Zeitraum von einem Jahr sind es schon 11,5%. Die Variablen R6 und SUE tragen zur zusätzlichen Vorhersagekraft der künftigen Renditen bei. Betrachtet man weiterhin den Abschnitt A fällt auf, dass Aktien mit einem hohen SUE-Wert in den ersten sechs Monaten nach der Portfoliobildung im Schnitt 4,3% mehr erwirtschaftet haben als Aktien mit einem niedrigen SUE-Wert, wenn die früheren Renditen konstant gehalten werden. Verglichen damit, unterscheiden sich die Renditen von Aktien mit hohen und niedrigen Renditen aus der Vergangenheit, aber ähnlichen SUE-Werten, im Schnitt nur um 3,1%. In den ersten sechs Monaten ist der Betrag von SUE größer als der von früheren Renditen. Nach einem Blick auf die Renditen im ersten Jahr nach der Portfoliobildung, wird klar, dass der marginale Beitrag von SUE nur 3,8%, verglichen mit einem Beitrag von 7% für vergangene Renditen beträgt. Dies lässt sich ähnlich aus der zweiseitigen Klassifizierung nach vergangenen Sechsmonatsrenditen und Analystenprognose-Revisionen erkennen (Teil B). Der marginale Beitrag der Analystenrevisionen in den ersten sechs Monaten beträgt 3,8% verglichen mit 4,5% für die vergangenen Renditen. Im Vergleich zu den zwölf Monaten, bleibt es etwa auf demselben Niveau, der marginale Beitrag der vergangenen Renditen steigt allerdings auf 9,2% an. Es ist möglich, dass die SUE und die Revisionen der Gewinnprognosen der Analysten dieselben Informationen erfassen. So stellen Stickel [Sti89] sowie Ivkovic und Jegadeesh [IJ04] fest, dass sich die Revisionen der Gewinnprognosen durch die Analysten auf die Gewinnbekanntgabe konzentrieren. Da Prognoserevisionen tendenziell in die gleiche Richtung gehen wie die Überraschungen bei den vierteljährlichen Gewinnmitteilungen, ist es wichtig zu prüfen, ob diese Prognoserevisionen der Analysten und die SUE den gleichen Effekt erzielen. Mit dieser Frage beschäftigen sich Chan et al. und stellen

ihre Ergebnisse in Abbildung 2.5 Teil C zur Verfügung. Die Ergebnisse in diesem Teil geben an, dass sowohl die SUE als auch die Prognoserevisionen der Analysten einen individuellen Beitrag zur Vorhersehbarkeit der Renditen leisten, welche etwa im gleichen Umfang stattfinden. Der marginale Beitrag von SUE liegt für sechs Monate bei 3,4% und für zwölf Monate bei 3,7%. Die entsprechenden Beiträge der Analystenrevisionen liegen für sechs Monate bei 3,2% und für zwölf Monate bei 4,3%. In diesem Fall ist keine der Momentum-Variablen in der Lage eine andere zu ersetzen. Stattdessen nutzen sie wie auch schon andere zuvor, die Unterreaktion auf verschiedene Informationen. Die Ergebnisse deuten allerdings darauf hin, dass die mit den Ertragsvariablen verbundene Komponente der überlegenen Performance kurzlebiger ist als die mit den früheren Renditen verbundene Komponente. Chan et al. schlagen für diese Langlebigkeit der prädiktiven Komponente der verschiedenen Arten von Informationen eine Erklärung vor. So basieren die Gewinnmomentum-Strategien auf der Entwicklung der kurzfristigen Erträge. Im Gegensatz dazu umfassen die extremen Portfolios, Aktien, die auf Grundlage hoher oder niedriger früherer Renditen eingestuft werden. Aktien, für die der Markt seine Erwartungen für die Zukunftsaussichten des Unternehmens stark revidiert hat. Die Aktien des am höchsten bewerteten Portfolios der Renditemomentum-Strategie stiegen im Schnitt um rund 70%, und die Aktien des am niedrigsten bewerteten Portfolios fielen im Schnitt über den Bewertungszeitraum um etwa 30%. Es ist unwahrscheinlich, dass Veränderungen dieser Größenordnung allein aus den Quartalsnachrichten bei den Gewinnen entstanden sind. Chan et al. zeigen, dass die entsprechenden Renditen der letzten sechs Monate des Portfolios, das von Analystenrevisionen am höchsten eingestuft wurde, bei etwa 25% liegen. Die Renditen der sechs-Monats-Portfolios mit der niedrigsten Einstufung erreichten -7%. Da die Marktüberzeugungen für die Preismomentum-Portfolios größer sind und die Marktangepasung nicht sofort erfolgt, ist es keine Überraschung, dass die Spanne der zukünftigen Renditen für die Preismomentum-Strategie größer ist.

Zusammenfassung

Es gibt die Hypothese des effizienten Marktes, welche der Vorstellung zugrunde liegt, dass Anleger, wenn vorhersehbare Muster in den Renditen vorhanden sind, schnell handeln

und diese so lange ausnutzen, bis keine Vorhersehbarkeit mehr vorhanden scheint. Diese Hypothese gilt jedoch nicht für vergangene Renditen oder ertragsbasierte Momentum-Strategien. Beide Strategien sind seit Anfang der 90er Jahre bekannt und mittlerweile sehr gut publiziert. Trotzdem ist es möglich mit beiden Strategien weiterhin Gewinne zu erzielen. Dies zeigen verschiedenste Arbeiten welche den Momentumeffekt in den letzten sechzig Jahren in den Vereinigten Staaten dokumentiert haben. Aber auch in anderen Märkten wurden nennenswerte Renditen mithilfe des Momentumeffektes erzielt. Eine Ausnahme ist Japan, ein Land, in dem es nur unbedeutende Hinweise auf ein Momentum gibt. Jegadeesh und Titman [Tha05b] sind der Meinung, dass der Momentumeffekt möglicherweise der stärkste Beweis gegen die Hypothese der effizienten Märkte ist. Das macht den Momentumeffekt zum Gegenstand umfangreicher Forschungsarbeiten. Derzeit gibt es eine Menge interessanter Fakten, welche den Momentumeffekt erklären. Allerdings ist die Finanzwissenschaft noch weit davon entfernt zu erklären, wie der Momentumeffekt zustande kommt.

2.2.7 CAPM

Die Grundlagen des CAPM basieren auf der Arbeit von Harry Markowitz (1952, 1959) [Mar52b]. Markowitz beschreibt in seinen Arbeiten zur Portfoliotheorie eine Methode Anlagen auszuwählen um sie zu einem Portfolio zusammenzustellen. Er sucht Anlagen mit hoher erwarteter Rendite, die gleichzeitig eine niedrige Standardabweichung der historischen Rendite aufweisen. Diese Anlagen sind dann erwartungsgemäß weniger instabil in ihrer Rendite, wodurch das Investment weniger risikoreich scheint. Die mit der Standardabweichung gemessene Volatilität der Rendite als Risikofaktor ist essentieller Teil der Forschung im Bereich Portfoliotheorie. Diese Methode beruht auf der Annahme, dass Investoren ihr Risiko stets minimieren möchten. Ein hohes Risiko muss demnach mit einem hohen Ertrag vergütet werden. Das korrekte Maß des Risikos zu Finden, sowie den Zusammenhang zwischen Risiko und Ertrag darzulegen war das Ziel einiger Forschungsarbeiten der darauffolgenden Jahrzehnte. William Sharpe stellte 1964 in seinem Artikel “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk” [Sha64] folgende neue Überlegung auf. Das Risiko einer Aktie besteht aus zwei Teilen. Zunächst

das *systematische* Risiko, welches häufig auch das Marktrisiko genannt wird. Hier sind die Gründe für das Schwanken der Rendite etwa Finanzkrisen oder Steueränderungen, die meist den gesamten Markt betreffen würden. Alle anderen Risiken nennt Sharpe *unsystematisches* Risiko. Das könnten schlechte Pressemeldungen des Unternehmens sein oder Probleme innerhalb der Lieferketten. Sharpe führt an, dass innerhalb eines Portfolios das unsystematische Risiko einer einzelnen Anlage durch eine weitere Anlage ausgeglichen werden kann [Sha64]. Diese Strategie nennt man Diversifizierung und findet sich schon in der frühen Neuzeit verschriftlicht. Ein bekanntes Beispiel ist die Anlage in sowohl einen Sonnencremehersteller als auch einen Regenschirmhersteller. Beide erwirtschaften in der jeweiligen Saison gute Rendite, danach brechen die Erträge eine ganze Zeit lang ein. Investiert man in beide erhält man insgesamt wieder die Rendite die ein nicht-saisonales Unternehmen erwirtschaftet hätte. Selbst falls man die möglichen Verluste durch Risiko nicht vollständig durch eine andere Anlage ausgleichen kann, so verringert sich dennoch das Risiko des gesamten Investments (Portfolios). Es gilt also: Diversifizierung verringert das Risiko, ohne die Rendite zu verringern [FF04]. William Sharpe kommt zu dem Schluss, dass sich das unsystematische Risiko einer Anlage fast vollständig reduzieren lässt und somit für die Portfolioauswahl lediglich das systematische Risiko und der Anteil der Aktie am Portfolio eine Rolle spielt [BKM21]. Ziel des von William Sharpe (1964) [Sha64] und John Lintner (1965) [Lin65] entwickelten “Capital Asset Pricing Models” ist es, anhand des geschätzten Risikos der Anlage, der zu erwartenden Erträge der Anlage, den aktuellen Konditionen einer risikofreien Anlage (Staatsanleihen) und der Performance des gesamten Marktes (auch das sog. Marktportfolio), die mindestens zu erwartende Rendite abzuschätzen. Das geschätzte (systematische) Risiko der Anlage i im Markt M bezeichnet das sogenannte β_{iM} .

$$\beta_{iM} = \frac{\text{cov}(R_i, R_M)}{\sigma(R_M)}$$

Nach Sharpe-Lintner misst es die Kovarianz der Rendite von Anlage i und der Rendite des Marktportfolios, geteilt durch die Standardabweichung der Rendite des Marktportfolios. Die nach dem CAPM zu erwartende Rendite $E(R_i)$ einer Anlage i entspricht:

$$E(R_i) = R_f + \beta_{iM}[E(R_M) - R_f]$$

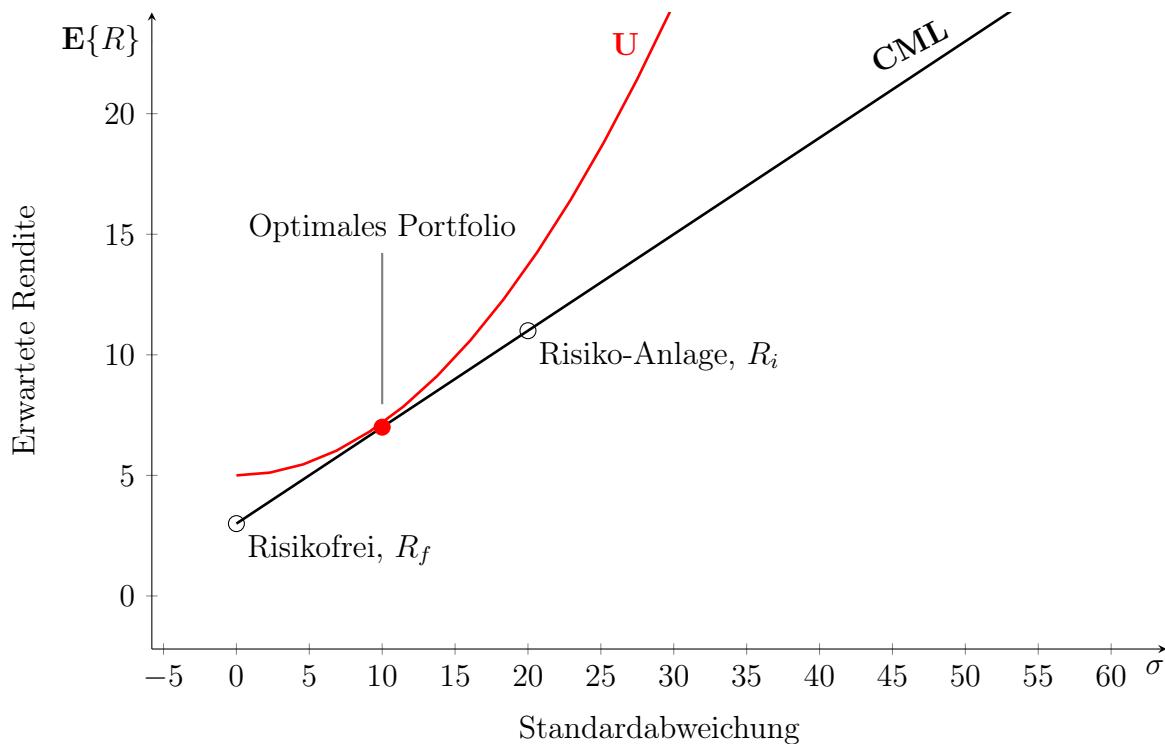


Abbildung 2.6: Die Utility-Kurve U der Investoren (rot), die CML (schwarz) Quelle: <https://eloualiche.github.io/TikZ-PGF/teaching/investments.html> [Abrufdatum: 15/11/2021]

Wobei R_f der Rendite der risikofreien Anlage entspricht und $E(R_M)$ der erwarteten Rendite des Marktes M .

Dieses Modell setzt zwei Annahmen voraus. Erstens, Anleger setzen immer auf das effizienteste Portfolio im Bezug auf Risiko und Ertrag. Diese Annahme ist schon von Markowitz [Mar52b] bekannt. Von Sharpe und Lintner wurde sie mit Hilfe der Capital Market Line (CML) weiter theoretisiert. Die zweite wichtige Annahme ist das Handeln mit risikofreien Anlagen. Diese bilden die Grundlage für die CML.

Capital Market Line: Die Capital Market Line ist die Gerade, die alle Portfolios abbildet, deren Risiko mithilfe einer risikofreien Anlage R_f in Abhängigkeit der Rendite optimiert wurde. Also die Portfolios, deren Risiko-Ertrag Effizienz am höchsten ist. Das optimale Portfolio für einen Anleger ist abhängig von seinen Bedingungen und Möglichkeiten, also von seiner Utility-Kurve. Auf der CML ist dieser Punkt dann der Schnittpunkt der CML mit der Utility-Kurve (siehe Abbildung 2.6).

Anleger können durch Verändern der Gewichtung der Anlagen, beziehungsweise durch unterschiedliche Zusammensetzungen des Portfolios, auf das Gesamtrisiko des Portfolios

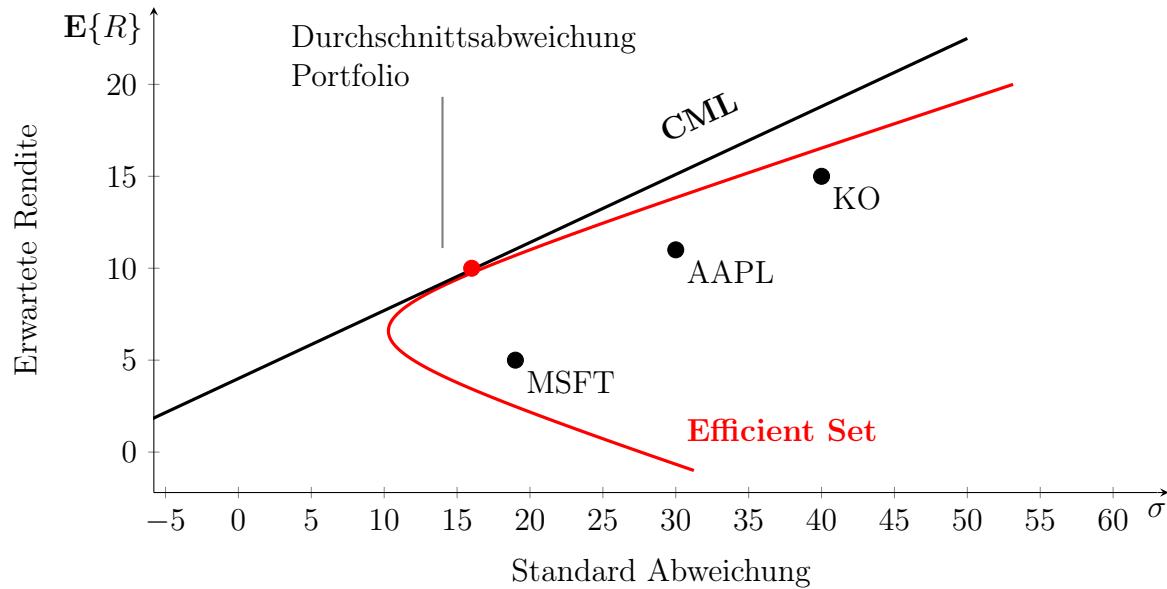


Abbildung 2.7: Das “efficient set” (rot) und die Tangente CML (schwarz)

Quelle: <https://eloualiche.github.io/TikZ-PGF/teaching/investments.html> [Abrufdatum: 15/11/2021]

Einfluss nehmen. Alle möglichen Kombinationen dieser Portfolios bilden das sogenannte “*efficient set*” [Mar52b] und beschreiben meist einen, dem Buchstaben C ähnlichen, Graph. Kann ein Teil dieser Investition auch komplett risikofrei gehandelt werden, und dieser Teil kann wohlgerne beliebig groß sein, so reduziert sich das “*efficient set*” auf eine Gerade [FF04, Seite 27]. Diese Gerade ist die Capital Market Line (CML). Ab dem Punkt, an dem die CML das “*efficient set*” schneidet, beginnt die “*efficient frontier*” [Mar52b]. Alle Portfolios der “*efficient frontier*” haben mehr Rendite bei gleichem Risiko als die Portfolios unter diesem Tangentenpunkt (siehe Abbildung 2.7). Das Portfolio am Tangentenpunkt selbst ist dann das Portfolio mit der durchschnittlichen Risiko-Ertrags Effizienz. Dieses Portfolio entspricht dem Marktportfolio, seine Rendite R_M ist also die Rendite des breiten Marktes [FF04, Seite 28]. Dieses Portfolio ist zudem auch dasjenige, mit der höchsten sogenannten *Sharpe-Ratio*.

$$\text{Sharpe Ratio} = \frac{R_i - R_f}{\sigma(R_i - R_f)}$$

Die Sharpe-Ratio gibt das Verhältnis des *risk premium* (oder *excess return*), also der Differenz des Ertrages einer Anlage R_i und des Ertrages der risikofreien Anlage R_f , und

der Standardabweichung σ derselben Differenz (*risk premium*) an [Sha64]. Es wird also der Profit des Risikogeschäfts im Verhältnis zum Risiko selbst angegeben.

Security Market Line: Nach William Sharpe ist β_{iM} ein Maß des systematischen Risikos einer Anlage. Systematisch bedeutet, dass es nicht durch Diversifizierung verringert werden kann. Die CML wird anhand des gesamten Risikos, also des systematischen + unsystematischen Risikos, berechnet. Die Security Market Line ist die grafische Darstellung des CAPM und bildet alle Portfolios ab, die nach CAPM den mindestens zu erwartenden Ertrag erreichen. Alle Investitionsmöglichkeiten oberhalb der SML erwirtschaften mehr Rendite bei einem festgelegten Beta β_{iM} , als laut CAPM erwartet. Im Unterschied zur CML berechnet sich die SML anhand von β_{iM} , dem Maß für das systematische Risiko. Die Formel zu SML lautet analog zu der CAPM Formel:

$$SML : E(R_i) = R_f + \beta_{iM}[E(R_M) - R_f].$$

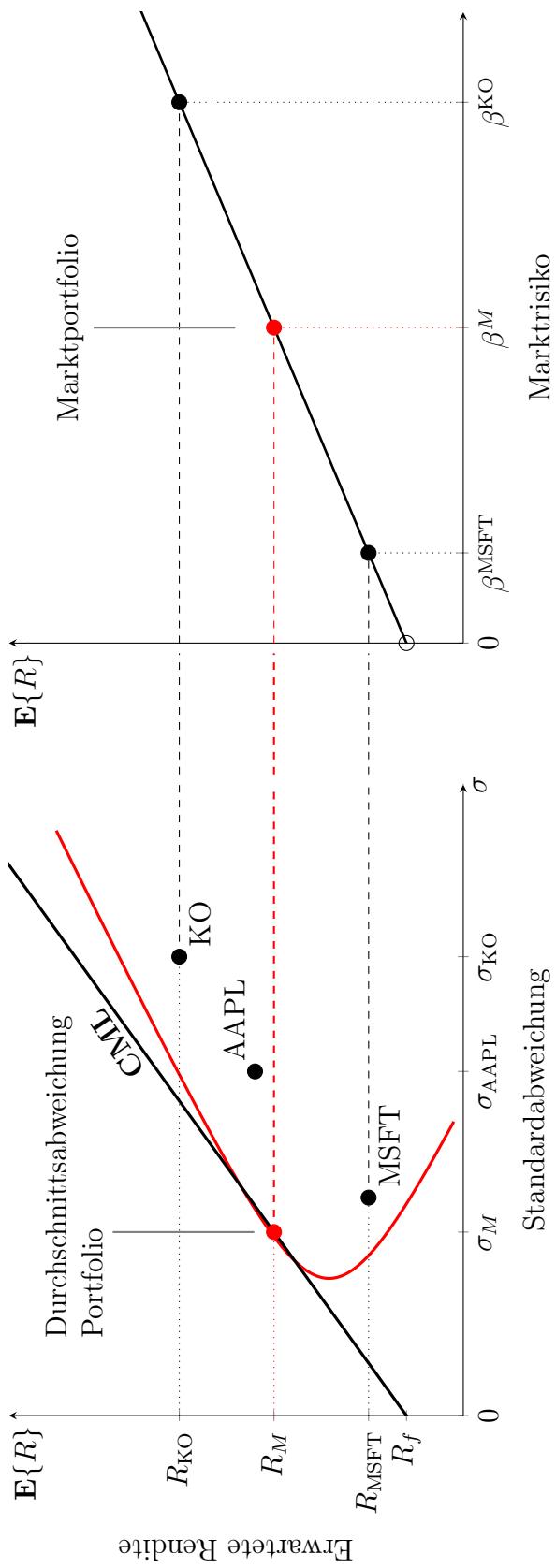


Abbildung 2.8: Die Capital Market Line und die Security Market Line
Quelle: <https://eloualiche.github.io/TikZ-PGF/teaching/investments.html> [Abrufdatum: 15/11/2021]

Kritik: Generell werden am CAPM die strikten Annahmen von Markowitz eines perfekten Marktes und gleicher Verteilung von Informationen und anderen Ressourcen, und die unrealistische Voraussetzung des ungehinderten risikofreien Handels kritisiert. Das Capital Asset Pricing Modell basiert zudem auf der Annahme, dass Risiko und Ertrag einer Anlage sich linear zueinander bewegen [Sha64] und, dass *Beta* der einzige und korrekte Faktor ist, um das Risiko einer Anlage zu bewerten. Es wurden zahlreiche empirische Testversuche durchgeführt, um CAPM und Beta genauer zu untersuchen. Unter anderem Friend, Blume (1970), Black, Jensen, Scholes (1972) und Fama, MacBeth (1973) stellten fest, dass die ersten Tests sich mit dem Modell von Sharpe und Lintner nicht gut vertragen [FF04]. Die statistische Relevanz der Ergebnisse ist zu gering. Durch Black, Jensen, Scholes (1972) und Jensen (1968) [Jen68] bestätigte sich jedoch die Annahme, dass das *Beta-Premium* durchgehend positiv ist, also Beta einen positiven Einfluss auf die Rendite hat. Später konnte Statman (1980) und Rosenberg, Reid und Lanstein (1985) jedoch zeigen, dass Aktien mit hohem Buchwert/Marktwert Verhältnis hohe Renditen abwarfen, die nicht durch einen entsprechenden Beta-Wert erklärt werden konnten [FF04]. Ein Jahr darauf zeigt Banz (1981) [Ban81], dass Aktien mit einem niedrigen Marktwert hohe Renditen abwerfen, die genauso nicht von Beta erklärt werden. Hier entsteht die Frage, ob es sich um zu ungenaue Beschreibungen von Beta handelt, oder, ob die zugrundeliegende Theorie, dass Risiko sich linear zu der Rendite bewegt, inkorrekt ist. Eugene Fama und Kenneth R. French präsentieren mit ihrem Three-factor Modell eine Erweiterung des bisher einfaktorigen CAPM, um, mithilfe der Buchwert/Marktwert Anomalie (Statman (1980), Rosenberg, Reid und Lanstein (1985)) und des “size effects” (Banz (1981)), das Modell zu verbessern. Die andere Sichtweise vertreten die *Behavioralisten* wie Richard Thaler oder Werner DeBondt. Faktoren, die den Marktwert einer Aktie enthalten, seien stets beeinflusst durch Anlegerüberreaktion oder Anlegerunterreaktion auf gute oder schlechte Nachrichten (Barberis et al. (1998) [BSV98]). Dementsprechend sei der Preis einer Aktie nicht rational, sondern irrational und kann nicht als Mittel zur Vorhersage von zukünftigen Preisen dienen. Richard Thaler und Robert J. Shiller setzen der Risiko-orientierten Strategie dann 1985 den Momentum-Effekt entgegen. Bislang konnten die durch empiri-

rische Forschung aufgedeckten Widersprüche zu CAPM nicht relativiert werden. Eugene Fama und Kenneth R. French kommen zu folgendem Fazit:

“But we also warn students that despite its seductive simplicity, the CAPM’s empirical problems probably invalidate its use in applications.” [FF04, Seite 44]

2.2.8 Fama-French three-factor model

“Multifactor Pricing Models” verfolgen die Idee das CAPM durch weitere Faktoren in seiner Aussagekraft zu verbessern. Es wurden in den Jahren nach William Sharpes urprünglichem Artikel mehrere solcher Faktoren untersucht. Beispiele sind der schon erwähnte “size effect” von Banz (1981) [Ban81], das Buchwert/Marktwert Verhältnis untersucht von Rosenberg, Reid und Lanstein (1985), sowie die Auswirkung von Fremdfinanzierung und das Ertrag/Preis Verhältnis. Eugene Fama und Kenneth R. French (Fama-French) beschreiben 1992/1993 [FF92] ihre Auswertungen von fünf Faktoren, welche die Durchschnittlichen Erträge von Anlagen und Anleihen hinreichend genau erklären können. Sie unterteilen hier in Faktoren die eher für Aktien relevant sind, und Faktoren, die eher für Anleihen relevant sind. Für Aktien betrachten Fama-French den Marktwert (*size*) der Anlage, das Buchwert/Marktwert Verhältnis und die Standardabweichung des sogenannten *risk-premiums* – der Kennwert Beta für das Marktrisiko nach Sharpe-Lintner (1964, 1965). Bei Anleihen werden mit Werten der Ibbotson Associates [FF92] die Erträge der staatlichen Langzeitanleihen von dem monatlich gegebenen Ertrag der risikofreien Staatsanleihe abgezogen. Dieser TERM genannte Faktor passt das Modell an die Veränderung der Zinsrate an, die für die Abweichungen der tatsächlichen Erträge von den erwarteten Erträgen verantwortlich ist [FF92]. Der zweite Faktor, DEF, misst den Unterschied zwischen Erträgen von Unternehmensanleihen und Staatsanleihen. Es wird also die Differenz der Erträge von Langzeitunternehmensanleihen (“Composite Portfolio on the longterm corporate bond module of Ibbotson Associates” [FF92, Seite 7]) und staatlichen Langzeitanleihen errechnet.

Fama-French erstellen sechs Portfolios. Diese ergeben sich aus den Kombinationen aus zwei Marktwert-Portfolios (*size*-Portfolios) und drei Buchwert/Marktwert-Portfolios. Für die Marktwert-Portfolios wird zunächst der Mittelwert aller Anlagen gebildet und dann

anhand dieser Grenze die Anlagen in zwei Gruppen einsortiert. Anlagen deren Marktwert über dem Mittelwert liegt, und alle anderen. So entsteht ein *S*-Portfolio mit den *kleinen* Anlagen (mit geringem Marktwert), und ein *B*-Portfolio mit den *großen* Anlagen (mit hohem Marktwert). Die Buchwert/Marktwert Portfolios werden in drei Mengen unterteilt. Das Portfolio *H* mit den besten 30% der Anlagen mit hohem Buchwert/Marktwert Verhältnis (BE/ME). Das Portfolio *M* mit den Anlagen mit den mittleren 40% der Anlagen nach ihrem BE/ME Verhältnis und das Portfolio *L* mit den schlechtesten 30% der Anlagen nach ihrem BE/ME Verhältnis. Fama-French stellen eine statistisch höhere Relevanz des Buchwert/Marktwert Verhältnisses als die des Marktwert Faktors fest, daher wird der BE/ME Faktor mit drei Gruppen hier stärker gewichtet [FF92]. Die daraus entstehenden Kombinationen sind nun die Schnittmenge der Portfolios S/L, also alle Anlagen mit niedrigem Marktwert und niedrigem BE/ME Verhältnis, und analog dazu die Schnittmenge S/M und S/H. Des weiteren die Schnittmenge der Portfolios B/L, also alle Anlagen mit hohem Marktwert und niedrigem BE/ME Verhältnis, sowie analog dazu die Portfolios B/M und B/H. Den Marktwert Faktor nennen Fama und French SML, eine Abkürzung für Short minus Big. Es soll der Einfluss des Marktwertes auf das Risiko des Ertrages dargestellt werden. Dazu bilden sie den Durchschnitt der Erträge der drei Schnittmengen mit geringem Marktwert (S/L, S/M, S/H) und ziehen davon den Durchschnitt der Erträge der drei Schnittmengen mit hohem Marktwert (B/L, B/M, B/H) ab. Somit ist also der Unterschied der Erträge der *kleinen* und der *großen* Anlagenportfolios bei ähnlichem Buchwert/Marktwert Verhältnis berechnet. Ähnlich dazu versucht der Buchwert/Marktwert Faktor den Einfluss des Buchwert/Marktwert Verhältnisses auf das Risiko des Ertrages darzustellen. Auch hier wird jeweils der Durchschnitt der zwei hohen Buchwert/Marktwert Portfolios (S/H, B/H) und der Durchschnitt der zwei niedrigen Buchwert/Marktwert Portfolios (S/L, B/L) gebildet und subtrahiert. Die so errechneten Werte ergeben die Faktoren *size* und *be/me* im Fama-French three-factor model. Die Formel zur Berechnung der erwarteten Rendite eines Investments *i* im Markt *M* über eine Zeitperiode *t* nach dem Fama-French Modell bildet sich dann wie folgt:

$$E(R_{it}) - R_{ft} = \beta_{iM}[E(R_{Mt}) - R_{ft}] + \beta_{is}(SMB_t) + \beta_{ih}(HML_t)$$

Fama und French testen 25 verschiedene Portfolios von Wertpapieren des gesamten Markts gebildet nach ihrem Marktwert und ihrem Buchwert/Marktwert Verhältnis, zwei staatliche Anleihen und fünf Unternehmensanleihen [FF92]. Über eine Periode von einem Jahr wird die Performance verglichen. Ein Jahr wird gewählt, damit der jährliche Buchwert der Anlage auf jeden Fall bekannt ist [FF92].

Ihre Auswertungen ergeben, dass SML und HML ohne den Marktfaktor Beta die Erträge der Anlagen nicht korrekt beschreiben kann. Das Marktfaktor hingegen scheint nicht alleine in der Lage zu sein die Abweichung des tatsächlichen Ertrags zum ursprünglich erwarteten Ertrag zu erklären [FF04]. Der Marktfaktor Beta könnte allem Anschein nach, jedoch den Unterschied zwischen dem Ertrag der risikofreien Anlage und einem Risikoportfolio beschreiben [FF92]. Abbildung 2.9 zeigt, dass die drei Faktoren Beta, SML und HML einen relevanten Einfluss auf die Erträge von Anlagen haben, sowie, dass DEF und TERM die Erträge von Anleihen beeinflussen. In weiteren Auswertungen geht hervor, dass SML und HML nur wenig Einfluss auf den Handel mit Anleihen haben [FF92]. DEF, als Faktor für Anleihen, scheint allerdings sowohl Faktor in Anleihen als auch in Aktiengeschäften zu sein.

Fama und French kommen 1992 zu dem Schluss, dass von allen getesteten Variationen, das drei Faktor Modell die besten Ergebnisse erzielte [FF92]. 1998 gelingt es beiden sogar empirisch zu zeigen, dass auf dem internationalen Aktienmarkt das Fama-French three-factor model besser diente als das CAPM nach Sharpe-Lintner (1964, 1965) [FF04]. Seither ist das three-factor model weit verbreitet um in empirischen Studien erwartete Erträge abzuschätzen. Mark Carhart fügt dem three-factor model 1997 noch einen vierten, monatlich berechneten Momentum-Faktor hinzu.

Januar Anomalien: Zu dem Momentum-Effekt beschreiben wir einen Einbruch der Stärke Momentum-Effekts im Monat Januar. Solche Januar Anomalien sind der Finanz Analyse seit den Arbeit von Roll (1983) bekannt, und werden auch von Fama und French überprüft. Sie kommen zu dem unerwarteten Ergebnis, dass bei Tests des three-factor model die Abweichungen im Januar vergleichsweise gering waren. Es ist in Abbildung 2.11 und Abbildung 2.12 aber zu sehen, dass durchaus saisonale Effekte im Januar auftreten. Diese sind weitestgehend mit dem Marktwert verbunden, so Fama-French [FF92]. Abbil-

Table 7a
 Regressions of excess stock returns on 25 stock portfolios formed on size and book-to-market equity (in percent) on the stock-market returns, $RM - RF$, SMB , and HML , and the bond-market returns, $TERM$ and DEF : July 1963 to December 1991, 342 months.^a

Size quintile	Book-to-market equity (BE/ME) quintiles									
	<i>b</i>					<i>t(b)</i>				
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Small	1.06	1.04	0.96	0.92	0.98	35.97	47.65	54.48	54.51	53.15
2	1.12	1.06	0.98	0.94	1.10	47.19	54.95	49.01	54.19	59.00
3	1.13	1.01	0.97	0.95	1.08	50.93	46.95	44.57	47.59	46.92
4	1.07	1.07	1.01	1.00	1.17	48.18	47.55	44.83	41.02	41.02
Big	0.96	1.02	0.98	1.00	1.10	53.87	51.01	41.35	48.29	35.96
			<i>s</i>			<i>t(s)</i>				
Small	1.45	1.26	1.20	1.15	1.21	37.02	43.42	50.89	51.36	49.55
2	1.01	0.98	0.89	0.74	0.89	32.06	38.10	33.68	32.12	35.79
3	0.76	0.66	0.60	0.49	0.68	25.82	22.97	20.83	18.54	22.32
4	0.38	0.34	0.30	0.26	0.42	12.71	11.36	9.99	8.05	11.07
Big	-0.17	-0.11	-0.23	-0.17	-0.06	-7.03	-4.07	-7.31	-6.07	-1.44
			<i>h</i>			<i>t(h)</i>				
Small	-0.27	0.10	0.27	0.40	0.63	-5.95	2.90	9.82	15.47	22.27
2	-0.51	0.02	0.25	0.44	0.71	-14.01	0.69	8.11	16.50	24.61
3	-0.37	-0.00	0.31	0.50	0.69	-10.81	-0.11	9.28	16.18	19.34
4	-0.42	0.04	0.29	0.53	0.75	-12.09	1.10	8.37	14.20	16.88
Big	-0.46	0.01	0.21	0.58	0.78	-16.85	0.38	5.70	18.16	16.59

Abbildung 2.9: Tabelle 7a (erste Hälfte) aus “Common risk factors in stock and bonds returns”

E.F. Fama and K.R. French, Common risk factors in stock and bond returns

29

	<i>m</i>				<i>t(m)</i>			
Small	-0.10	-0.11	-0.05	-0.04	-0.06	-1.93	-2.70	-1.49
2	-0.05	-0.04	-0.07	0.14	-0.05	-1.16	-1.12	-1.19
3	-0.04	0.02	0.06	0.09	0.01	-0.91	0.53	4.33
4	-0.02	0.00	0.08	0.18	-0.01	-0.55	1.48	2.48
Big	0.03	-0.04	-0.00	-0.04	-0.16	0.82	-0.98	0.25
						-0.06	-0.06	-0.19
						-0.98	-0.98	-2.82
	<i>d</i>				<i>t(d)</i>			
Small	-0.17	-0.19	-0.10	0.06	0.02	-1.74	-2.70	-1.76
2	-0.12	-0.11	0.04	0.15	-0.07	-1.59	-1.83	0.61
3	-0.09	-0.01	0.07	0.10	-0.16	-1.25	-0.17	1.00
4	-0.11	-0.10	0.04	0.13	-0.12	-1.51	-1.44	0.59
Big	0.06	-0.14	-0.02	-0.07	-0.18	0.97	-2.15	-0.25
						-0.25	-0.25	-1.08
						-1.08	-1.08	-1.84
	<i>R</i> ²				<i>s(e)</i>			
Small	0.94	0.96	0.97	0.97	0.96	1.93	1.43	1.16
2	0.95	0.96	0.95	0.95	0.96	1.55	1.27	1.11
3	0.95	0.94	0.93	0.93	0.93	1.45	1.41	1.31
4	0.94	0.93	0.91	0.90	0.89	1.46	1.47	1.48
Big	0.94	0.92	0.87	0.90	0.83	1.17	1.31	1.55
						1.31	1.31	1.31
						1.36	1.36	1.36
						2.00	2.00	2.00

*See footnote under table 7b.

Abbildung 2.10: Tabelle 7a (zweite Hälfte) aus “Common risk factors in stock and bonds returns”

dung 2.11 zeigt weiterhin, dass im Januar 1% mehr Ertrag, bei einer Standardabweichung von 1.67, erwirtschaftet werden konnte, als in anderen Monaten [FF92].

Kritik: Größtes Problem ist laut Fama und French der Momentum-Effect, empirisch gezeigt nur ein Jahr nach Veröffentlichung des Artikels von Fama-French (1992), von Jegadeesh und Titman (1993) [FF04]. Anlagen, die in den letzten Monaten gute Erträge erwirtschafteten, werden diesen Trend noch die kommenden Monate fortsetzen, Anlagen die gefallen sind, werden eben diesen Trend fortsetzen. Dieser Effekt bleibt durch das Dreifaktor-Modell, sowie CAPM gänzlich unerklärt [FF04]. Es steht daher immer noch zur Debatte, ob Preise sich rational Verhalten und ihre Erträge aus ihrem Wert heraus vorhergesagt werden können, oder ob der Markt sowie die Investoren irrational handeln, und Preise demnach keine Information über ihre Entwicklung beinhalten. Frankel, Lee (1998), Dechow, Hutton und Sloan (1999) und Piotroski (2000) finden hohe Erträge in Portfolios bei Aktien mit hohem Cashflow. Diese werden aber von dem three-factor model oder dem CAPM erkannt. Es steht daher immer noch zur Debatte, ob Preise sich rational Verhalten und ihre Erträge aus ihrem Wert heraus vorhergesagt werden können, oder ob der Markt sowie die Investoren irrational handeln, und Preise demnach keine Information über ihre Entwicklung beinhalten. Fama und French fassen das in folgende Worte: "In truth, however, one can't tell whether the problem is bad pricing or a bad asset pricing model." [FF04, Seite 41]

2.2.9 Carhart four-factor model

Mark Carhart fügt dem Fama-French *three-factor model* einen sogenannten Momentumfaktor hinzu. Dieser nach Jegadeesh und Titman (1993) konzipierte Risikofaktor [Car97b] misst monatlich die Standardabweichung der Erträge eines nach Momentum sortierten Portfolios. Das erweitert die Formel des Fama-French Modells wie folgt:

$$E(R_{it}) - R_{ft} = \beta_{iM}[E(R_{Mt}) - R_{ft}] + \beta_{is}(SMB_t) + \beta_{ih}(HML_t) + \beta_{im}(MOM)$$

Wobei $\beta_{im}(MOM)$ dem Risikofaktor eines Momentumportfolios entspricht. Carhart bildet den Momentumfaktor aus der Standardabweichung der Erträge eines *gleichmäßig*

4

E.F. Fama and K.R. French, Common risk factors in stock and bond returns

Table 10
Tests for January seasonals in the dependent returns, explanatory returns, and residuals from the five-factor regressions: July 1963 to December 1991,
342 months.*

Factor		a	b	t(a)	t(b)	R ²	a	b	t(a)	t(b)	R ²			
							Five-factor explanatory returns							
<i>RM-RF</i>														
<i>RMO</i>	0.31	1.49	1.22	1.67		0.00								
<i>SMB</i>	0.40	1.19	2.03	1.70		0.00								
<i>HML</i>	0.05	2.74	0.30	4.96		0.06								
<i>TERM</i>	0.21	2.29	1.53	4.70		0.06								
<i>DEF</i>	0.10	-0.41	0.56	-0.69		-0.00								
Stock portfolio	-0.07	1.10	-0.81	3.56	0.03									
<i>Excess stock returns</i>														
<i>Smallest-size quintile</i>														
<i>BE/ME Low</i>	-0.13	6.31	-0.30	4.23	0.05	-0.12	1.51	-1.17	4.09	0.04				
<i>BE/ME 2</i>	0.24	5.62	0.63	4.27	0.05	-0.05	0.56	-0.57	2.01	0.00				
<i>BE/ME 3</i>	0.31	5.91	0.90	4.93	0.06	-0.06	0.69	-0.88	3.06	0.02				
<i>BE/ME 4</i>	0.37	6.29	1.14	5.55	0.08	-0.06	0.76	-1.02	3.57	0.03				
<i>BE/ME High</i>	0.40	7.39	1.20	6.31	0.10	-0.09	1.13	-1.41	4.94	0.06				
<i>Size quintile 2</i>														
<i>BE/ME Low</i>	0.20	2.92	0.48	2.04	0.00	0.02	-0.23	0.21	-0.74	-0.00				
<i>BE/ME 2</i>	0.37	4.17	1.04	3.34	0.03	0.00	-0.04	0.04	-0.15	-0.00				
<i>BE/ME 3</i>	0.53	3.95	1.63	3.48	0.03	0.04	-0.55	0.62	-2.16	0.01				
<i>BE/ME 4</i>	0.48	4.32	1.65	4.22	0.05	0.02	-0.22	0.28	-0.97	-0.00				
<i>BE/ME High</i>	0.55	5.76	1.66	4.99	0.07	-0.01	0.12	-0.14	0.49	-0.00				
<i>Size quintile 3</i>														
<i>BE/ME Low</i>	0.24	2.35	0.62	1.78	0.00	0.04	-0.49	0.50	-1.74	0.00				
<i>BE/ME 2</i>	0.42	2.87	1.31	2.57	0.02	0.03	-0.41	0.42	-1.48	0.00				
<i>BE/ME 3</i>	0.43	3.06	1.47	2.99	0.02	0.07	-0.30	0.83	-2.90	0.02				
<i>BE/ME 4</i>	0.52	3.51	1.92	3.68	0.04	0.04	-0.46	0.52	-1.80	0.00				
<i>BE/ME High</i>	0.60	4.53	1.91	4.12	0.04	0.03	-0.34	0.33	-1.15	0.00				

Abbildung 2.11: Tabelle 10 (erste Hälfte) aus “Common risk factors in stock and bonds returns”

E.F. Fama and K.R. French, Common risk factors in stock and bond returns

45

	Size quintile 4					Biggest-size quintile					Five-factor regression residuals							
	0.95	0.00	0.04	-0.46	0.46	-1.60	0.73	-0.73	0.73	-2.54	-0.93	0.93	-3.27	0.34	-1.17	0.03	-0.09	-0.00
BE/M/E Low	0.39	1.12	1.16	0.00	0.00	-0.06	-0.06	-0.06	-0.06	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	
BE/M/E 2	0.21	1.77	0.68	1.65	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	
BE/M/E 3	0.40	2.08	1.40	2.11	0.01	0.08	-0.08	-0.08	-0.08	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	
BE/M/E 4	0.52	3.12	1.88	3.24	0.03	0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	
BE/M/E High	0.68	4.45	2.15	4.00	0.04	0.00	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	
BE/M/E Low	0.37	0.34	1.34	0.35	-0.00	-0.03	0.38	-0.48	-0.48	1.67	0.00	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	
BE/M/E 2	0.27	1.11	1.02	1.19	0.00	0.00	-0.00	0.00	0.00	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	
BE/M/E 3	0.23	1.11	0.92	1.28	0.00	0.01	-0.17	0.16	0.16	-0.57	-0.57	-0.57	-0.57	-0.57	-0.57	-0.57	-0.57	
BE/M/E 4	0.37	2.38	1.54	2.85	0.02	-0.00	0.08	-0.09	-0.09	0.31	0.31	0.31	0.31	0.31	0.31	0.31	0.31	
BE/M/E High	0.32	3.38	1.17	3.59	0.03	-0.02	0.25	-0.18	-0.18	0.63	0.63	0.63	0.63	0.63	0.63	0.63	0.63	
Bond portfolio																		
1-5G	0.11	0.05	1.58	0.20	-0.00	0.00	-0.04	0.12	0.12	-0.40	-0.40	-0.40	-0.40	-0.40	-0.40	-0.40	-0.40	
6-10G	0.16	-0.22	1.35	-0.56	-0.00	0.00	-0.11	0.23	0.23	-0.79	-0.79	-0.79	-0.79	-0.79	-0.79	-0.79	-0.79	
Aaa	0.03	0.34	0.21	0.74	-0.00	0.01	-0.17	0.62	0.62	-2.17	-2.17	-2.17	-2.17	-2.17	-2.17	-2.17	-2.17	
Aa	0.03	0.51	0.23	1.15	0.00	0.00	-0.11	0.53	0.53	-1.85	-1.85	-1.85	-1.85	-1.85	-1.85	-1.85	-1.85	
A	0.00	0.86	0.05	1.94	0.00	-0.01	0.12	-0.60	-0.60	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	
Baa	0.05	1.14	0.35	2.48	0.01	-0.01	0.14	-0.29	-0.29	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	
LG	0.00	1.56	0.05	3.17	0.03	-0.02	0.19	-0.17	-0.17	0.58	0.58	0.58	0.58	0.58	0.58	0.58	0.58	

* $JAN(t)$ is a dummy variable that is 1 if month t is January and 0 otherwise. RMO is the sum of the intercept and residuals from the regression of $RM - RF$ on SMB , HML , $TERM$, and DEF . RM is the value-weighted monthly stock-market return. RF is the one-month Treasury bill rate, observed at the beginning of the month. SMB and HML are the returns on the mimicking portfolios for the size and book-to-market equity factors in stock returns. $TERM$ is $LTG - RF$, where LTG is the long-term government bond return. DEF is $CB - LTG$, where CB is the return on a proxy for the market portfolio of corporate bonds.

The seven bond portfolios are 1- to 5-year and 6- to 10-year governments (1-5G and 6-10G) and bonds rated Aaa, Aa, A, Baa, and below Baa (LG) by Moody's. The 25 size-BE/M/E portfolios are formed as the intersections of independent sorts of stocks into size and book-to-market equity quintiles in June of each year from 1963-1991. The variables are described in more detail in table 8.

Abbildung 2.12: Tabelle 10 (zweite Hälfte) aus “Common risk factors in stock and bonds returns”

gewichteten Portfolios aus allen NYSE, Amex und Nasdaq Aktien, die nach ihren durchschnittlichen Gewinnen des letzten Jahres sortiert werden [Car97b].

Carhart demonstriert, dass die Erträge von Investmentfonds sich nicht durch fähige Investoren erklären lassen, sondern durch Unterschiede in den Transaktions- und Verwaltungskosten. Zudem erklärt er den Momentum Effekt nach Jegadeesh und Titman (1993), als Ursache für die von Hendricks, Patel, and Zeckhauser's (1993) beschriebenen anhaltenden Erträge von Investmendfonds, statt gemeinsamer Strategien von Investoren oder dem “hot hands” Phänomen. Das “hot hands” Phänomen würde besagen, dass solche anhaltenden Erfolge eines Fonds sich durch eine, durch vorherige Erfolge entstandene, Glückssträhne des Investors erklären lassen.

Des Weiteren kann Carhart in seinem Artikel zeigen, dass Transaktionskosten und Verwaltungskosten einen prägnanten negativen Einfluss auf die Fondperformance hat (siehe Abbildung 2.13) [Car97b, Seite 58]. Das four factor model kann laut Carhart einige Abweichungen in Erträgen von Investmendfonds erklären. Einige mehr als das CAPM und das Dreifaktor Modell nach Fama-French (Abbildung 3.1). Außerdem kommt Mark Carhart zu der Beobachtung, dass das four factor model die Fehlerquote in der Berechnung des zu erwartenden Ertrags einer Anlage bei gegebenem Beta, deutlich verringert.

Alpha: Mithilfe von Jensen's Alpha (1968) zeigt Carhart, dass Transaktionskosten sowie Turnover einer Anlage (das Verhältnis zwischen Anzahl der Käufer und Verkäufer einer Anlage) negativen Einfluss auf die Erträge sowie die Abweichungen der Erträge haben. Alpha oder α misst, wie weit der erwartete Ertrag einer Anlage berechnet nach dem CAPM bei gegebenem Beta-Wert, von dem tatsächlichen Ertrag abweicht. Ein Alpha über 0 bedeutet, die Anlage schneidet besser ab als erwartet, ein Alpha < 0 bedeutet, die Anlage performte schlechter als durch CAPM erwartet [Jen68]. Bezog Carhart Transaktionskosten und Turnover in die Berechnungen mit ein, so sank der Alpha-Wert ab [Car97b] (siehe Anhang 3.2).

Carhart sieht in seinen Auswertungen keine Beweise für den Einfluss von fähigen Investoren, welche die Erträge der Investmentfonds über längere Zeit positiv beeinflussen [Car97b].

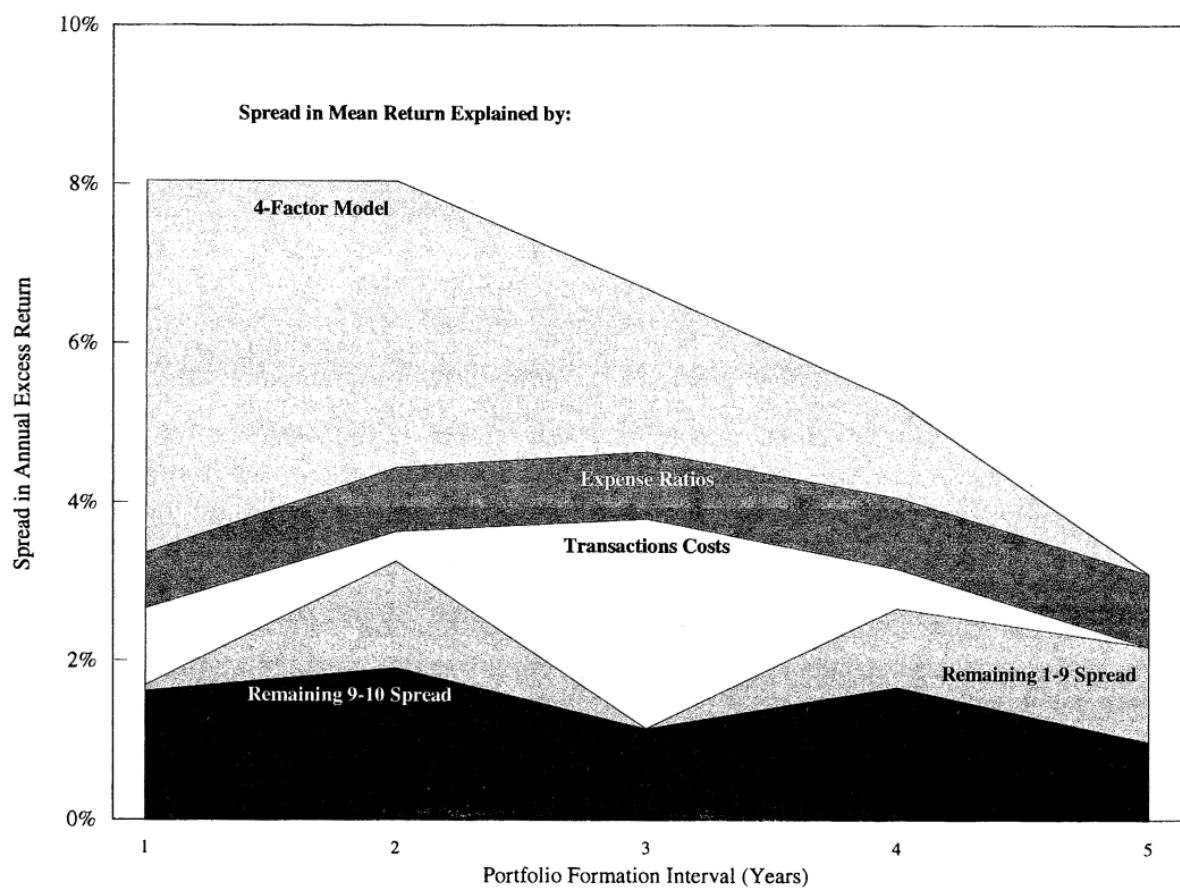


Abbildung 2.13: Faktoren des Renditespread nach Carhart 1997

Mithilfe des Momentumfaktors kann Carhart ein Modell vorstellen, das die Genauigkeit von CAPM und Fama-French übertrifft[Car97b]. Einige Beschränkungen des Momentum Effekts, wie die Umkehrung des Trends auf lange Zeiträume gesehen [JT93a], treffen allerdings auch zwangsläufig auf das Carhart-Modell zu [Car97b]. Fama und French schließen daraus, dass das four factor model für die Abschätzung von Erträgen in der Praxis ungeeignet sein könnte [FF04, Seite 40]. Abschließend nennt Carhart drei allgemeine Regeln für das Investieren in Investmentfonds: Erstens sollen Fonds mit stetig niedrigen Erträgen gemieden werden. Zweitens weisen Fonds wie aus dem Momentum Effekt bekannt folgende Regelmäßigkeit auf: hohe Erträge im zurückliegenden Jahr erwirtschaften Erträge mit einem positiven Alpha-Wert in den kommenden Monaten, aber nicht über einen Zeitraum länger als ein Jahr. Und drittens: Verwaltungskosten, Transaktionskosten und Gebühren haben einen direkten, negativen Einfluss auf die zu erwartenden Erträge [Car97b].

2.3 Diskussion der Ergebnisse

In diesem Kapitel präsentieren wir die Ergebnisse, die wir mit dem Carhart Portfolio und Momentum Portfolio erzielt haben.

Die Ergebnisdaten generieren wir wie folgt: Wir wählen einen vergangenen Zeitraum von 12 Monaten und nutzen diese historischen Daten zur Portfoliokonstellation nach der Carhart und der Momentum Methode. Die Beschreibung der Methode ist in Kapitel 2.1 nochmal genauer erläutert. Im Anschluss simulieren wir die Performance des Carhart und des Momentum Portfolios anhand von historischen Daten und vergleichen diese mit den historischen Daten des S&P 500 für die nächsten 3 Monate. Durch das Nutzen von historischen Daten erhalten wir einen direkten Vergleich der Portfolios mit reellen Daten und können zeigen, wie sich unsere Portfolios mit einem Startkapital von 10.000 USD in der Vergangenheit entwickelt hätten.

Für den Vergleich der Portfolios wählen wir zwei verschiedene Zeiträume. Die Portfoliosimulation folgt der Portfoliokonstellation ohne einer festen zeitlichen Abgrenzung. Außerdem wählten wir für die Portfoliokonstellation zwei verschiedene Sammlungen von

Wertpapieren. Zum einen nutzen wir iShares Fonds, die von der amerikanischen Fonds-gesellschaft BlackRock verwaltet werden. Und zum anderen nutzen wir eine Sammlung von Wertpapieren, die aus weltweit vertretenen Aktien besteht. Beide Datensätze und die enthaltenen Wertpapiere sind im Anhang nochmal aufgelistet.

Letztlich erhalten wir acht Portfolios, da wir zwei Strategien anwenden (Carhart und Momentum), zwei verschiedene Zeiträume betrachten (06.01.2021 - 29.03.2021 und 21.07.2021 - 11.10.2021), sowie zwei verschiedene Datensätze von Wertpapieren für die Konstellation verwenden (iShares und Aktien-Weltweit).

2.3.1 Performancemetriken

Um die generierten Portfolios vergleichen zu können, verwenden wir betriebswirtschaftliche Maßstäbe.

Rendite Wir messen die Rendite und die Tagesrendite über einen Zeitraum von 3 Monaten. Für uns hat die Rendite als Performancemetrik für die Portfolios besondere Priorität, da die Wirtschaftlichkeit einer Investition gegeben sein muss.

Standardabweichung Für jedes Portfolio wird die Standardabweichung für die Simulationsperiode ermittelt. Die Standardabweichung ist ein statistischer Maßstab, dass für Zeitreihen verwendet wird, um die Volatilität zu bestimmen. Die Volatilität wird häufig als Risikomaß verwendet, da diese die Schwankung von Finanzprodukten angibt. Die Verwendung von der Volatilität als Risikomaß ist sehr gebräuchlich, aber umstritten, weil die Volatilität nur die Schwankung um einen Erwartungswert angibt, und keine extremen Kurseinbrüche vorhersagen kann [PG05]. Dennoch ist die Volatilität von praktischem Nutzen, denn falls zu einem bestimmten Zeitpunkt der Verkauf von Finanzprodukten unabdinglich ist, bietet eine niedrigere Volatilität des Finanzproduktes ein geringeres Risiko für den Investor, das Produkt unter tatsächlichem Marktwert zu verkaufen. Allerdings auch eine geringere Wahrscheinlichkeit über dem tatsächlichen Marktwert zu verkaufen. Deswegen verwenden wir als weitere Performancemetrik das Sortino-Verhältnis.

Sortino-Verhältnis Als weitere Performancemetrik ermitteln wir das Sortino-Verhältnis für jedes Portfolio, das nach Frank. A. Sortino benannt ist. Das Sortino-Verhältnis wird verwendet, um den überschüssigen Gewinn eines Finanzproduktes gegenüber einer risikofreien Geldanlage zu ermitteln. Das Sortino-Verhältnis sind nur die abwärtsgerichtete Volatilität des Finanzproduktes ausschlaggebend. Aufwärtsgerichtete Volatilität des Finanzproduktes fließt nicht in die Berechnung des Sortino-Verhältnisses ein. Das Sortino-Verhältnis S ist wie folgt formal definiert:

$$S = \frac{r - r_{rf}}{\sigma_d}.$$

Der Wert r entspricht der durchschnittlichen erwarteten Rendite des Finanzproduktes, r_{rf} entspricht der Rendite einer risikofreien Geldanlage und σ_d entspricht der abwärtsgerichteten Volatilität [SP94].

Wir geben das Sortino-Verhältnis als weiteres Performancemetrik für den Vergleich der Portfolios an.

Sharpe-Ratio Das Sharpe-Verhältnis gibt den überschüssigen Gewinn eines Finanzproduktes gegenüber einer risikofreien Geldanlage an, das nach William F. Sharpe benannt ist. Im Gegensatz zum Sortino-Ratio wird für das Sharpe-Verhältnis zusätzlich zur abwärtsgerichtete Volatilität auch die aufwärtsgerichtete Volatilität bewertet. Der Verwendungszweck des Sharpe-Verhältnisses in der Wirtschaftswissenschaft ist der Vergleich der erwarteten Rendite von mehreren Finanzprodukten in Bezug auf das eingenommene Risiko. Das Finanzprodukt mit einem höheren Sharpe-Verhältnis ist der attraktivere Investitionsgegenstand. Das Sharpe-Verhältnis ist formal, wie folgt definiert:

$$S = \frac{E[r - r_{rf}]}{\sqrt{\text{var}[r - r_{rf}]}}.$$

Der Wert $E[r - r_{rf}]$ ist der Erwartungswert der Überschussrendite eines Finanzproduktes r gegenüber einer risikofreien Geldanlage r_{rf} .

2.3.2 Momentumportfolio

In diesem Kapitel vergleichen wir die Ergebnisse des Momentumportfolios nach der Methode von Jegadeesh und Titman aus Robert Thalers Buch 'Advances in Behavioral Finance' [Tha05a]. Dafür betrachten wir zwei verschiedene Zeiträume und zwei verschiedene Mengen von Wertpapieren.

Zeitraum A

Der erste Zeitraum A umfasst den Zeitraum von 12 Monaten 06.01.2020 - 06.01.2021 für die Ermittlung der Gewinnertitel in den Top 10% nach dem Momentumkriterium, die wir für unser Portfolio aufnehmen. Zusätzlich bilden wir ein Portfolio, das aus internationalen börsengehandelten Unternehmen besteht (Aktien-Weltweit), und ein Portfolio, dass aus börsengehandelten iShares Fonds von BlackRock besteht (IShares). Die beiden Gewinnerlisten sind aufgrund der Länge nicht explizit im Anhang eingebunden, aber können per E-Mail via tmerker@uni-koblenz.de angefordert werden. Die Gewinnerliste für den Datensatz 'Aktien-Weltweit' umfasst 74 Titel und der Datensatz für die iShares Fonds 20 Titel.

Es entstehen zwei Portfolios, wobei jeder Titel zu gleicher Gewichtung für die Performance des Gesamtportfolios beiträgt. Anschließend werden beide Portfolios mittels historischen Daten simuliert und die Performance anhand unserer ausgewählten Performancekriterien verglichen. Der Zeitraum für die Simulation beträgt 3 Monate, also vom 06.01.2021 - 06.04.2021. Die Simulation folgt unmittelbar dem Zeitraum für die Erfassung der Gewinnertitel.

Momentum-IShares Portfolio In der folgenden Abbildungen 2.14 ist der Portfolioverlauf für das Momentumportfolio mit 'IShares' bei einem Startkapital von 10.000\$ gegenüber dem amerikanischen Vergleichsindex S&P 500 in dem Zeitraum 06.01.2021 - 06.04.2021 zu sehen.

Das Momentumportfolio entspricht einem Sharpe-Verhältnis von 0.1863 und der S&P500 einem Sharpe-Verhältnis von 0.1333. Das Sortino Verhältnis von dem Momentumportfo-



Abbildung 2.14: Momentumportfolio mit IShares Titeln vs. S&P500 für den Zeitraum A

lio ist 0.3083 und von dem S&P500 0.201. Sowohl für das Sharpe-Verhältnis als auch das Sortino-Verhältnis beträgt der risikofreie Zinssatz 0.00% für die Monate Januar - April 2021. Der risikofreie Zinssatz kann der Fama-French Webseite entnommen werden¹. Die Standardabweichung der Tagesrendite beträgt beim Momentumportfolio 0.0074 und vom S&P500 0.0099.

Momentum-Aktien-Weltweit Portfolio In der nächsten Abbildung 2.15 ist der Portfolioverlauf für das Momentumportfolio mit Wertpapieren aus 'Aktien-weltweit' bei einem Startkapital von 10.000\$ gegenüber dem amerikanischen Vergleichsindex S&P 500 in dem Zeitraum 06.01.2021 - 06.04.2021 zu sehen. Das Momentumportfolio hat ein Sharpe-Verhältnis von 0.1076 und der S&P500 ein Sharpe-Verhältnis von 0.1333. Das Sortino-Verhältnis von dem Momentumportfolio ist 0.1645 und von dem S&P500 0.201. Der risikofreie Zinssatz beträgt auch hier 0.00%. Die Standardabweichung der Tagesrendite beträgt beim Momentumportfolio 0.0058 und vom S&P500 0.0099.

¹Fama-French's Webseite: https://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html



Abbildung 2.15: Momentumportfolio mit Aktien-Weltweit Titeln vs. S&P500 für den Zeitraum A

Zeitraum B

Der Zeitraum B umfasst 12 Monate 21.07.2020 - 21.07.2021 für die Ermittlung der Gewinnertitel in den Top 10% nach dem Momentumkriterium. Auch diesmal konstruierten wir uns zwei Portfolios, einmal bestehend aus internationalen börsengehandelten Unternehmen (Aktien-Weltweit), und ein Portfolio, und einmal aus börsengehandelten iShares Fonds von BlackRock (iShares). Die Ergebnisliste und die Gewinnerliste sind aufgrund der Länge nicht explizit im Anhang eingebunden, können aber per E-Mail via tmerker@uni-koblenz.de angefordert werden. Die Gewinnerliste für den Datensatz 'Aktien-Weltweit' umfasst 73 Titel und der Datensatz für die iShares Fonds 19 Titel. Die Abweichung der Titelanzahl von den Portfolios ist der Datengrundlage geschuldet. Kurse, die unvollständige oder korrumptierte Daten für den gewählten Zeitraum B enthalten, wurden entfernt. Auch hier entstehen zwei Portfolios, wobei jeder Titel zu gleichem Gewicht in das Portfolio einfließt. Beide Portfolios werden mithilfe von historischen Daten simuliert und die Performance anhand unserer ausgewählten Performancekriterien verglichen. Der Zeitraum

für die Simulation beträgt 3 Monate, also vom 21.07.2020 - 21.10.2021. Die Simulation wird direkt nach der Erfassung der Gewinnertitel durchgeführt.

Momentum-IShares Portfolio Die folgende Abbildung 2.16 zeigt den Portfolioverlauf für das Momentumportfolio mit 'IShares' bei einem Startkapital von 10.000\$ gegenüber dem amerikanischen Vergleichsindex S&P 500 in dem Zeitraum 21.07.2020 - 21.10.2021. Das Sharpe-Verhältnis für das Momentumportfolio beträgt 0.1124, das Sharpe-Verhältnis

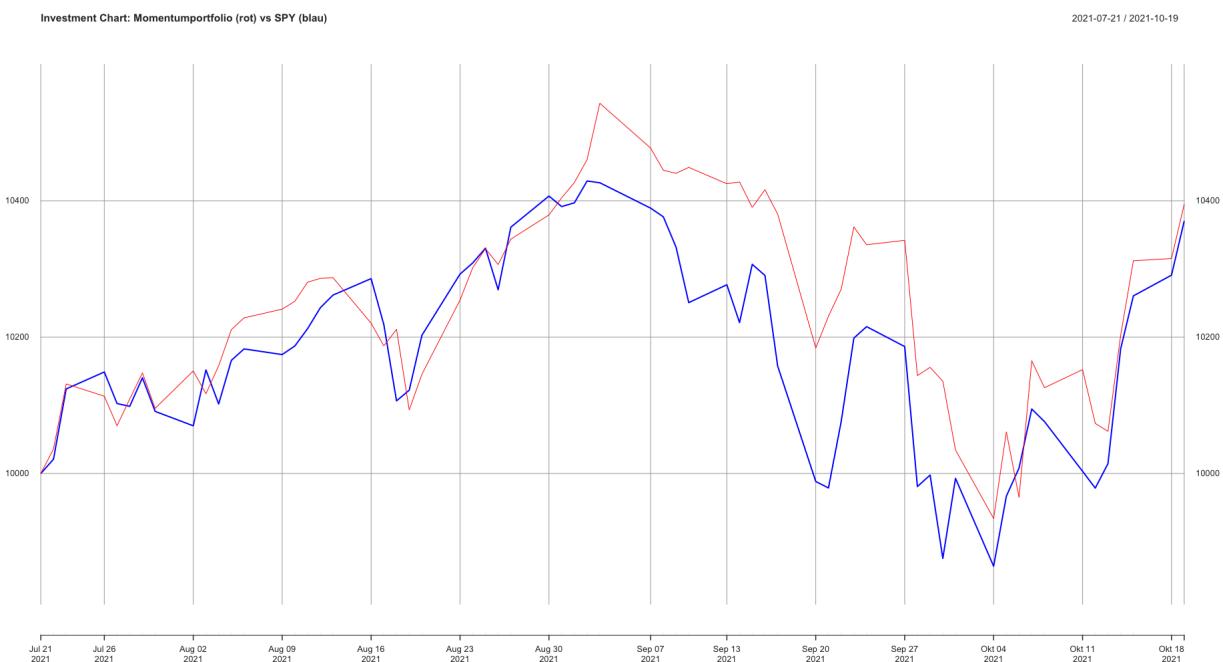


Abbildung 2.16: Momentumportfolio mit IShares Titeln vs. S&P500 für den Zeitraum B

vom S&P500 0.0997. Das Sortino Verhältnis von dem Momentumportfolio beträgt 0.1657, das Sortino Verhältnis vom S&P500 0.1424. Der verwendete risikofreie Zinssatz für die Monate Juli - Oktober 2021 beträgt 0.00%. Die Informationen zum risikofreien Zinssatz können der Fama-French Webseite entnommen werden. Die Standardabweichung der Tagesrendite beträgt beim Momentumportfolio 0.0070 und vom S&P500 0.0072.

Momentum-Aktien-Weltweit Portfolio Die Abbildung 2.17 zeigt den Portfolioverlauf für das Momentumportfolio mit Wertpapieren aus 'Aktien-weltweit' bei einem Start-

kapital von 10.000\$ gegenüber dem amerikanischen Vergleichsindex S&P500 in dem Zeitraum 21.07.2020 - 21.10.2021. Wir haben ein Sharpe-Verhältnis von 0.0826 für das Momen-



Abbildung 2.17: Momentumportfolio mit Aktien-Weltweit Titeln vs. S&P500 für den Zeitraum B

tumportfolio ermittelt, und ein Sharpe-Verhältnis von 0.0997 für den S&P500. Das Sortino Verhältnis für das Momentumportfolio beträgt 0.1183, und für den S&P500 0.1424. Der verwendete risikofreie Zinssatz für die Monate Juli - Oktober 2021 beträgt auch hier 0.00%. Die Standardabweichung der Tagesrendite beträgt beim Momentumportfolio 0.0068 und vom S&P500 0.0072.

Interpretation der Ergebnisse

Wir vergleichen die Performance der vier Momentumportfolios mit dem S&P500. Auffallend ist, dass das Momentumportfolio den S&P500 in Rentabilität nur in zwei von vier Fällen schlägt. Das Momentumportfolio mit IShares Titeln weist eine nur sehr leicht höhere Rendite wie man in Abbildung 2.14 und Abbildung 2.16 erkennen kann. Allerdings ist die Rentabilität vom Momentumportfolio mit 'Aktien-Weltweit' gegenüber dem S&P500 deutlich schwächer. Im Zeitraum A schlägt der S&P500 das Momentumportfolio um über 200\$. Gerundet ist der Kursanstieg des S&P500 über den Zeitraum A 7%, wohingegen das Momentumportfolio nicht einmal die 4% erreicht. Im Zeitraum B schlägt der S&P500 das Momentumportfolio knapper, mit 4% gegenüber 3%.

Nicht nur die Rentabilität beim Momentumportfolio mit 'Aktien-Weltweit' Titeln legt nahe, dass das Momentumportfolio mit 'Aktien-Weltweit' Titeln das schlechtere Investment sei. Das Sharpe- und Sortino-Verhältnis belegen, dass das Momentumportfolio mit 'Aktien-Weltweit' Titeln das schlechtere Investment gegenüber dem S&P500 war, wohingegen die Momentumportfolios mit IShares Titeln leicht besser abschneidet als der S&P500.

Der Grund für die stärkere Performance des Momentumportfolios mit den IShares Titeln ist der Typ der Wertpapiere die im Momentumportfolio enthalten sind. Die IShares Titel sind börsengehandelte Fonds, die bereits breit diversifiziert sind. Unter den IShares Titeln in der Gewinnerliste für das Portfolio befinden sich Fonds, die den breiten Markt abbilden und viele Überschneidungen mit dem S&P500 aufweisen. E.g. wurden nach dem Momentumkriterium Fonds ausgewählt, die in Teilen den NASDAQ, MSCI USA, Nikkei 225 oder S&P500 Index nachbilden. Ausgewählt wurde auch Fonds mit einem Fokus auf Informationstechnologien und Momentum. Auffällig ist, dass Fonds eine hohe regionale Distribution aufweisen. Neben den oben genannten Fonds, schafften es auch Fonds, die besonderen Fokus auf umsatzstarke Unternehmen aus Kanada, Unternehmen mit kleiner Marktkapitalisierung aus Großbritannien, große und mittelgroße Unternehmen aus Australien, sowie Fonds mit Fokus auf den japanischen und taiwanesischen Markt.

Die hohe Diversifikation der Fondstitel und die Überschneidungen mit dem S&P500 sind der Grund für die stärkere Performance der Momentumportfolios mit IShares Titeln ge-

genüber den Momentumportfolios mit global börsengehandelten Einzelunternehmen. Unsere Ergebnisdaten zeigen, dass das die Performance des Momentumportfolios mit iShares Titeln im Zeitraum A und B vergleichbar mit der Performance des S&P500 und sogar marginal stärker. Die Ergebnisdaten zeigen auch, dass die Performance des Momentumportfolios mit 'Aktien-Weltweit' Titeln im Zeitraum A und B deutlich schwächer ist als die Performance des S&P500. Wir stellen fest, dass das Momentumkriterium für Einzeltitel sich für den Zeitraum A und B nicht eignete, um die Performance des S&P 500 zu übertreffen.

2.3.3 Carhartportfolio

In diesem Kapitel vergleichen wir die Ergebnisse des Carhartportfolios nach der Methode von Mark Carhart [Car97a] mit dem S&P500. Genauso wie bei dem Momentumportfolio, betrachten wir zwei Zeiträume A und B.

Zeitraum A

Zeitraum A besteht aus einem Zeitraum von 12 Monaten 06.01.2020 - 06.01.2021 für die Ermittlung der Gewinnertitel in den Top 10% nach der erwarteten Überschussrendite nach Carhart. Diese Gewinnertitel bilden zur gleichen Gewichtung unser Carhartportfolio. Ein Carhart Portfolios besteht aus internationalen börsengehandelten Unternehmen (Aktien-Weltweit) und das andere aus IShares Fonds von BlackRock. Die beiden Gewinnerlisten fügen wir aufgrund der Länge nicht explizit in den Anhang ein, diese können aber über die E-Mail-Adresse tmerker@uni-koblenz.de angefordert werden. Die Gewinnerliste für den Datensatz 'Aktien-Weltweit' umfasst 75 Titel und der Datensatz für die IShares Fonds 29 Titel.

Nach der Portfoliokonstellation werden die Portfolios mittels historischen Daten simuliert und die Performance wird anhand unserer ausgewählten Performancekriterien verglichen. Der Zeitraum für die Simulation beträgt 3 Monate, also vom 06.01.2021 - 06.04.2021. Die Simulation folgt wieder unmittelbar dem Zeitraum für die Erfassung der Gewinnertitel.

Carhart-IShares Portfolio In der Abbildung 2.18 ist der Portfolioverlauf für das Carhartportfolio mit 'IShares' bei einem Startkapital von 10.000\$ gegenüber dem amerikanischen Vergleichsindex S&P 500 in dem Zeitraum 06.01.2021 - 06.04.2021 zu sehen.

Das Sharpe-Verhältnis für das Carhartportfolio entspricht 0.0930, und vom S&P500 0.1333. Das Sortino Verhältnis von dem Momentumportfolio ist 0.1395 und von dem S&P500 0.201. Der risikofreie Zinssatz für die Monate Januar bis April beträgt 0.00%. Die Standardabweichung der Tagesrendite beträgt beim Carhartportfolio 0.0077 und vom S&P500 0.0099.

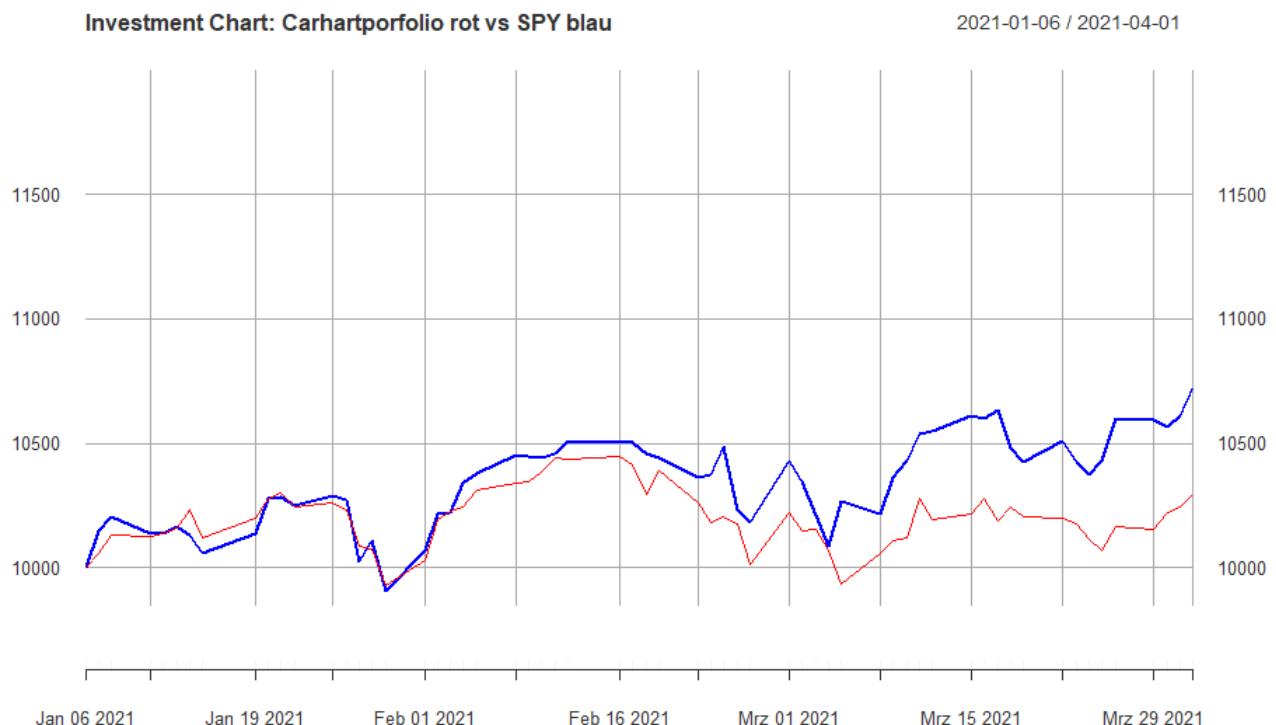


Abbildung 2.18: Carhartportfolio mit IShares Titeln vs. S&P500 für den Zeitraum A

Carhart-Aktien-Weltweit Portfolio Die nächste Abbildung 2.19 zeigt den Portfolioverlauf für das Carhartportfolio mit Wertpapieren aus 'Aktien-weltweit' bei einem Startkapital von 10.000\$ gegenüber dem amerikanischen Vergleichsindex S&P 500 in dem Zeitraum 06.01.2021 - 06.04.2021. Das Sharpe-Verhältnis vom Carhartportfolio beträgt 0.2703 und das Sharpe-Verhältnis vom S&P500 0.1333. Das Sortino-Verhältnis von dem Carhartportfolio beträgt 0.4207 und von dem S&P500 0.201. Der risikofreie Zinssatz beträgt auch hier 0.00%. Die Standardabweichung der Tagesrendite beträgt beim Carhartportfolio für die Monate Januar bis April 0.0123 und vom S&P500 0.0099.

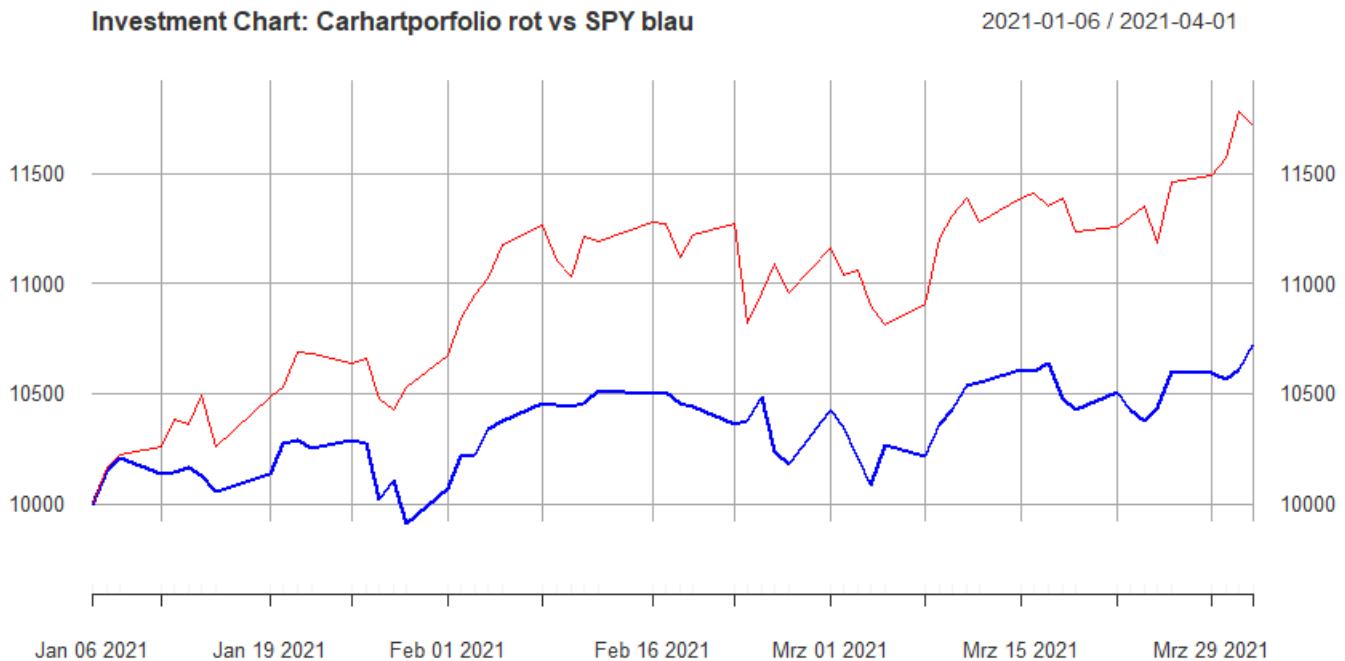


Abbildung 2.19: Carhartportfolio mit Aktien-Weltweit Titeln vs. S&P500 für den Zeitraum A

Zeitraum B

Der Zeitraum B umschließt den Zeitraum von 12 Monaten 21.07.2020 - 21.07.2021 für die Ermittlung der Gewinnertitel in den Top 10% nach der erwarteten Überschussrendite nach Carhart. Wie für den Zeitraum A, konstruieren wir uns auch für den Zeitraum B zwei Portfolios, wobei ein Portfolio aus internationalen börsengehandelten Unternehmen (Aktien-Weltweit) besteht, und das andere, aus börsengehandelten iShares Fonds von BlackRock (IShares). Wir fügen die Ergebnisliste und die Gewinnerliste nicht explizit aufgrund der Länge in den Anhang ein. Die Gewinnerliste für den Datensatz 'Aktien-Weltweit' umfasst 79 Titel und der Datensatz für die iShares Fonds 33 Titel. Die Abweichung der Titelanzahl von den Portfolios ist der Datengrundlage geschuldet. Für das Carhart-Portfolio benötigen wir die monatlichen Daten von Fama-French und die monatliche Rendite des Wertpapiers für das Vierfaktorenmodell. Monatsdaten für ein Jahr sind leichter in bereinigter Form vorzufinden, als Tagesdaten für ein Jahr. Deswegen konnten wir mehr IShares Titel in unser Gewinnerportfolio nach Carharts erwarteter Überschussrendite hinzufügen. Kurse, die allerdings unvollständige oder korrumptierte Daten für den Ermittlungszeit-

raum der Gewinnerliste oder den gewählten Zeitraum B enthalten, wurden entfernt. Jeder Titel aus der Gewinnerliste fließt zu gleichem Anteil in das Carhartportfolio ein. Wir simulieren die Performance beider Portfolios mit historischen Daten und vergleichen die Performance anhand unserer Performancekriterien. Der Zeitraum für die Simulation beträgt wieder 3 Monate, also vom 21.07.2020 - 21.10.2021. Die Simulation wird direkt nach der Erfassung der Gewinnertitel durchgeführt.

Carhart-IShares Portfolio Die Abbildung 2.18 zeigt den Portfolioverlauf für das Carhartportfolio mit 'IShares' bei einem Startkapital von 10.000\$ gegenüber dem amerikanischen Vergleichsindex S&P 500 in dem Zeitraum 21.07.2020 - 21.10.2021. Für das Car-

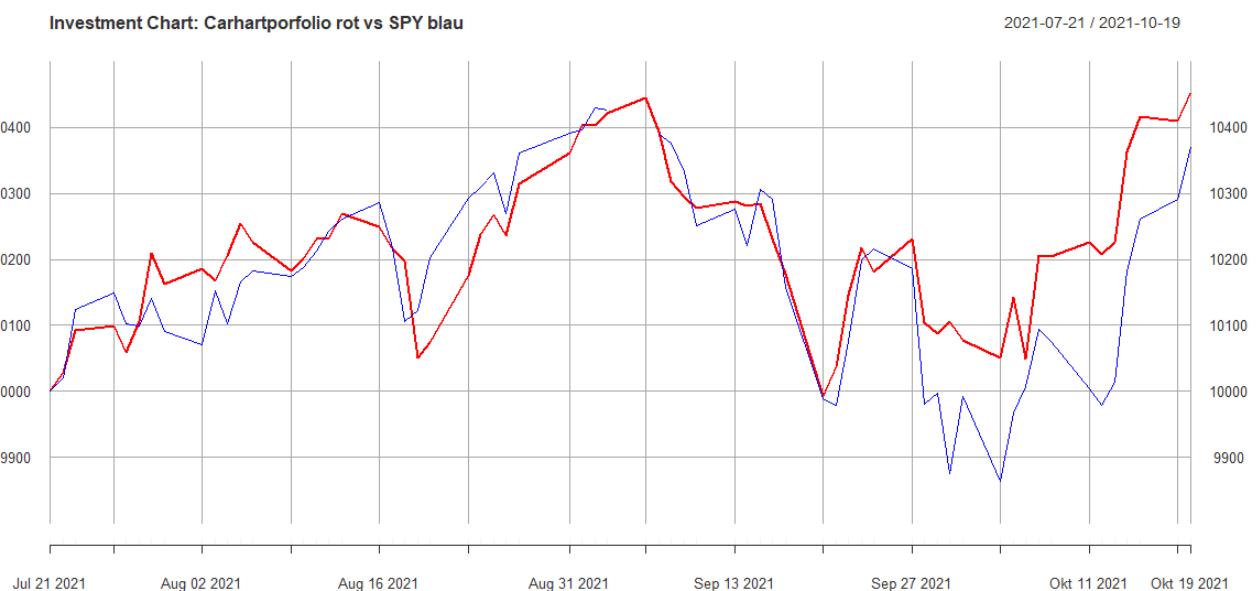


Abbildung 2.20: Carhartportfolio mit IShares Titeln vs. S&P500 für den Zeitraum B

hartportfolio berechneten wir ein Sharpe-Verhältnis von 0.1380, und für den S&P500 ein Sharpe-Verhältnis von 0.0997. Das Sortino-Verhältnis vom Carhartportfolio beträgt 0.2086, und vom S&P500 0.1424. Der verwendete risikofreie Zinssatz für die Monate Juli - Oktober 2021 beträgt 0.00%. Die Informationen zum risikofreien Zinssatz können der Fama-French Webseite entnommen werden. Die Standardabweichung der Tagesrendite beträgt beim Momentumportfolio 0.0061 und vom S&P500 0.0072.

Carhart-Aktien-Weltweit Portfolio Abbildung 2.21 vergleicht den Portfolioverlauf das Carhartportfolio mit Wertpapieren aus 'Aktien-weltweit' mit dem amerikanischen Vergleichsindex S&P500 in dem Zeitraum 21.07.2020 - 21.10.2021 bei einem Startkapital von 10.000\$. Wir konnten ein Sharpe-Verhältnis von 0.2060, für das Carhartportfolio er-

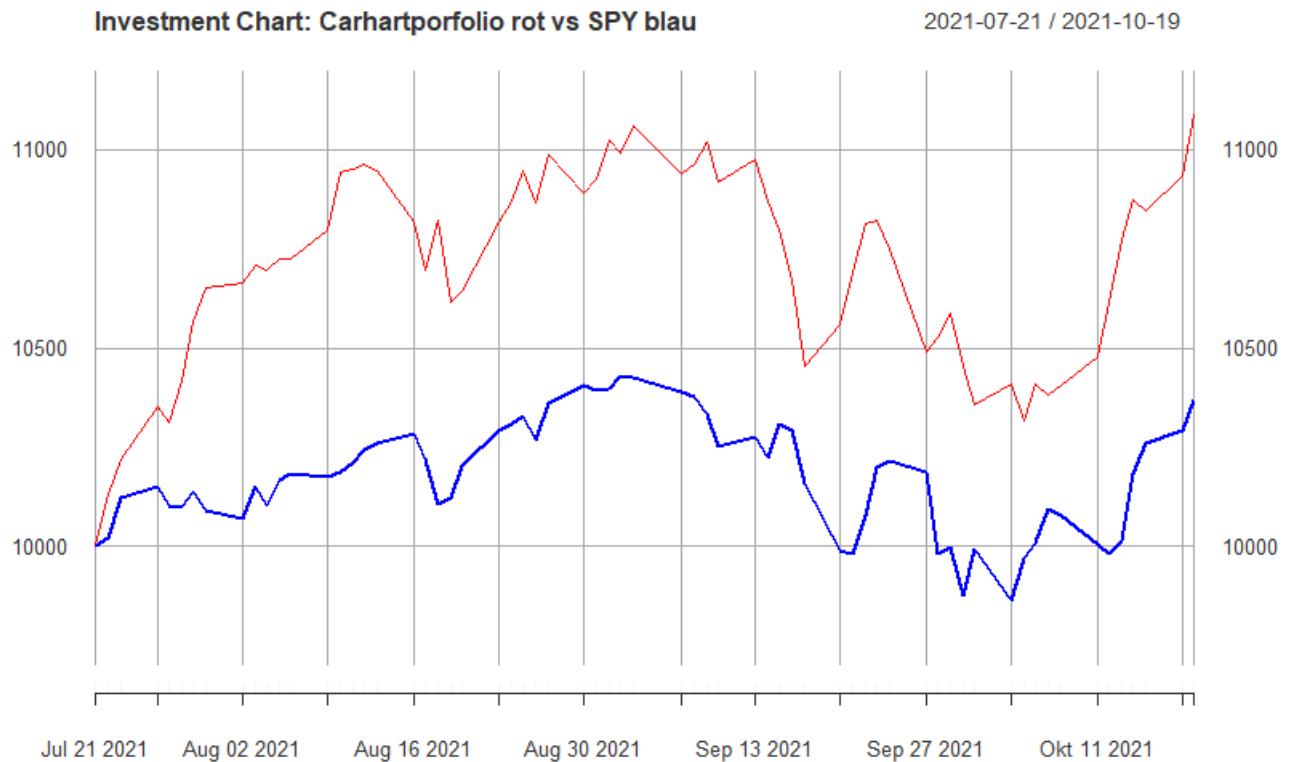


Abbildung 2.21: Carhartportfolio mit Aktien-Weltweit Titeln vs. S&P500 für den Zeitraum B

mitteln, und ein Sharpe-Verhältnis von 0.0997 für den S&P500. Das Sortino Verhältnis für das Carhartportfolio entspricht 0.3197, und für den S&P500 0.1424. Der verwendete risikofreie Zinssatz für die Monate Juli - Oktober 2021 beträgt hier erneut 0.00%. Die Standardabweichung der Tagesrendite entspricht beim Momentumportfolio 0.0098 und vom S&P500 0.0072.

Interpretation der Ergebnisse

Wir vergleichen die Performance der vier Carhartportfolios mit dem S&P500. Das Carhart-Portfolio schlägt den S&P500 in Rentabilität in drei von vier Fällen. Nur beim Carhart-

Portfolio mit IShares für den Zeitraum A übertrifft die Performance des S&P500 mit gerundeten 7% das Carhart Portfolio mit 2.5%. Das Carhart Portfolio mit Ishares im Zeitraum B schlägt den S&P500 auch nur leicht mit 4.2% gegenüber 3.8%. Wohingegen das Carhart-Portfolio mit den 'Aktien-Weltweit' Titeln deutlich höhere Rendite erzielt, mit knapp 17% für den Zeitraum A und 10% für den Zeitraum B. Zum Vergleich konnte im Zeitraum A der S&P500 7% und für den Zeitraum B 4% Gewinn erzielen. Die Renditen der Carhart-Portfolios mit 'Aktien-Weltweit' Titeln sind die höchsten Renditen, die unsere Portfolios erzielen konnten.

Da das Fama-French Dreifaktorenmodell bereits das CAPM, SMB (small minus big) und HML (high minus low) verwendet und das Carhart-Vierfaktormodell dieses Modell um einen Momentumfaktor (MOM) erweitert, kann das Carhart-Portfolio nicht nur das Momentum, sondern auch die drei Faktoren aus Fama-French nutzen, um eine höhere Rendite zu erzielen. Damit kann das Selektionskriterium nach Carhart für den 'Aktien-Weltweit' Datensatz diejenigen Unternehmen auswählen, die nach diesen vier Faktoren eine hohe errechnete Überschussrendite erwarten können. Auf diese Weise kommt die hohe Rendite für die 'Aktien-Weltweit' Titel zustande. Wohingegen bei den IShares Fonds eine gezieltere Auswahl nicht möglich ist, sodass sich das Carhartportfolio dem S&P500 von der Rendite eher angleicht. Bemerkenswert ist, dass das Carhartportfolio im Zeitraum A mit IShares dem Momentumportfolio unterlegen ist. Nach genauerer Untersuchung der Gewinnerliste entdeckten wir mehrere IShares, die einen starken Fokus auf den chinesischen Markt setzen, die im Momentumportfolio allerdings nicht vorkommen. Zum Beispiel sind in der Gewinnerliste für das Carhartportfolio mit IShares im Zeitraum A Fonds enthalten, die den FTSE China 50 Index und den Dow Jones China Offshore 50 Index abbilden. Den Grund für die Unterlegenheit des Carhartportfolios scheint in Zusammenhang mit diesen Titeln und mit dem Absturz des chinesischen Marktes seit Mitte Februar 2021 zu sein. Die Vermutung bestätigt sich durch den Fakt, dass die genannten Fonds mit Fokus auf China in der Gewinnerliste für das Carhartportfolio mit IShares für den Zeitraum B nicht mehr vorkommen und das Carhartportfolio im Zeitraum B eine höhere Rendite aufweist als der S&P500.

Aber nicht nur die Rendite zeigt, dass insbesondere das Carhartportfolio mit 'Aktien-

Weltweit' Titeln ein gutes Investment für den Zeitraum A und B gewesen ist. Das höhere Sharpe- und Sortino-Verhältnis bestärken, dass das Carhartportfolio mit 'Aktien-Weltweit' Titeln ein deutlich attraktiveres Investment sei, als der S&P500, bei leicht höherer Volatilität der Tagesrendite. Für das Carhartportfolio mit IShares Titeln im Zeitraum A bestätigen die Performancekriterien, die schwache Leistung des Carhartportfolios. Im Zeitraum B indizieren die Performancekriterien eine leichte Outperformance gegenüber dem S&P500.

Zusammenfassend ist das Carhartportfolios mit 'Aktien-Weltweit' Titeln, das effizienteste Portfolio für den Zeitraum A und B und damit ein lukrativeres Investment als das Carhartportfolio mit IShares Titeln und der S&P500.

Kapitel 3

Schlussbetrachtung

3.1 Fazit und Ausblick

In unserer Arbeit ermitteln wir zwei Portfoliostrategien mit Momentumkriterium aus der vorhandenen Fachliteratur. Die erste Portfoliostrategie bezieht sich auf Robert Thaler's Buch 'Advances in Behavioral Finance' und die zweite auf das Vierfaktorenmodell von Carhart [Tha05a] [Car97a]. Beide Portfoliostrategien nutzen wir, um ein Portfolio zu ermitteln, dass aus den Top 10% besten Wertpapieren nach dem Selektionskriterium besteht. Die Ermittlung der Top 10% Gewinnertitel und die Performance der Portfolios wird mithilfe von historischen Daten erfasst. Für unsere Ausarbeitung betrachten wir zwei verschiedene Zeiträume, in denen wir die Portfolios mit dem S&P500 vergleichen, um eine Effizienzbeurteilung abzugeben. Wir verwenden auch zwei verschiedene Mengen an Wertpapieren, die erste besteht aus international börsengehandelten Unternehmen 'Aktien-Weltweit' und die zweite aus börsengehandelten Fonds von der amerikanischen Fondsgesellschaft BlackRock 'iShares'. Wir stellen fest, dass die Portfoliostrategie nach dem Carhart Vierfaktorenmodell für die gewählten Zeiträume eine insgesamt deutlich höhere Rendite als der S&P500 bietet. Die Portfoliostrategie nach Jegadeesh und Titman aus Robert Thaler's Buch 'Advances in Behavioral Finance' bietet eine insgesamt niedrigere Rendite als der S&P500. Die Portfoliostrategie nach Carharts-Vierfaktorenmodell mit 'Aktien-Weltweit' Titeln bietet die höchste gemessene Rendite von allen gebildeten Portfolios mit über 10% und schneidet deutlich besser ab, als das Carhart-Portfolio mit

'IShares-Titeln'. Die Portfoliostrategie nach Jegadeesh und Titman bietet mit 'Aktien-Weltweit' Titeln die niedrigste Rendite, hinter dem S&P500, mit 'IShares' Titeln kann die Portfoliostrategie eine leichte Überrendite zum S&P500 erzielen.

Diese Arbeit beschäftigt sich mit dem direkten Vergleich der Portfoliostrategien für zwei gewählte Zeiträume. Wir konnten bestätigen, dass die Portfolios für unseren zufällig gewählten Zeitraum eine positive Rendite erzielen können und teilweise den breiten Markt übertreffen. Das Vierfaktorenmodell nach Carhart ist die effizienteste Portfoliostrategie, gefolgt vom S&P500 und gefolgt von der Portfoliostrategie nach Jegadeesh und Titman für den gewählten Zeitraum. Für eine abschließende Beurteilung müssen wir die Portfoliostrategien weiteren Tests unterziehen. Die Probengröße für die Effizienzbeurteilung ist klein und kann keinen statistischen Signifikanztest ersetzen, ob das Carhart-Vierfaktorenmodell in der Regel die Portfoliostrategie nach Jegadeesh und Titman dominiert. In weiteren Arbeiten können die von uns vorgestellten Portfoliostrategien einem statistischen Signifikanztest unterzogen werden, um eine finale Effizienzbeurteilung geben zu können, die zeitübergreifend für den amerikanischen Markt gilt.

3.2 Anhang

Es folgt der R Code mit dem wir die Carhart-Portfolios erstellen.

```

library (quantmod)
library (tidyquant)
library (foreach)
library (stringr)
library (R.utils)
library (jsonlite)
library (httr)
library (pracma)
library (future.apply)
library (ggplot2)
library (ggthemes)
library (ggrepel)
library (cowplot)
library (TTR)
library (writexl)
#Imports#financial math functions, trading plots, foreach, string
functions, misc, json, http#math functions, future concept, plots, plot
themes, plot labels, more plots, trading functions
options (max.print = 100000) # Standard 1000

# Hilfsfunktion: + = String-Konkatenation
"+" <- function(...) UseMethod("+")
"+.default" <- .Primitive("+")
"+.character" <- function(...) paste(...,sep="")
options (scipen = 999)
options (future.globals.maxSize = +Inf)

#a <- read.csv ("c:\\a\\alle_ishares.csv", sep = ";", header = T)
a <- read.csv ("C:\\Users/timme/Desktop/Forschungspraktikum/Carhart Model/
alle_ishares.csv", sep = ";", header = T)
# Manuell starten!
if (1 == 1)
{
  #setwd ("C:\\A")
  setwd ("C:\\Users/timme/Desktop/Forschungspraktikum/Carhart Model/")
  source ("yahoo finance extractor.R")
  #source ("ig daten.R")
  source ("xts plots.R")
  source ("hilfsfunktionen.R")
  source ("pairs2.R")
}

# plan (multisession)
plan (sequential)
y <- get_stock_data_yahoo ("SPY", interval = "1d", steps_back = 0,
days_back = 300)
y <- tail (y, 400)

if ((!exists ("isin_db")) | (!exists ("isin_db2"))) load_isin_db()

dax_isins <- as.character (isin_db[which
(isin_db$Product.Assignment.Group.Description == "DAX"),]$ISIN)
mdax_isins <- as.character (isin_db[which
(isin_db$Product.Assignment.Group.Description == "MDAX"),]$ISIN)
sdax_isins <- as.character (isin_db[which
(isin_db$Product.Assignment.Group.Description == "SDAX"),]$ISIN)

```



```

}

if (identical (x, NA)) return (NA)
if (any(is.na(x$Close))) return (NA)
if (any (x$Close == 0)) return (NA)
if (nrow (x) < 12) return (NA)

ff_factor <- read.table("F-
F_Research_Data_Factors.csv",header=TRUE,sep=",")
ff_momentum <- read.table("F-F_Momentum_Factor.csv",header=TRUE,sep=",")

# Extract Fama-French Factors
rmrf <- ff_factor[,2]/100
smb <- ff_factor[,3]/100
hml <- ff_factor[,4]/100
rf <- ff_factor[,5]/100
mom <- ff_momentum[,2]/100

x <- xts:::drop.time (x)
if (any(is.na(x$Close))){
  return (NA)
}
if (as.numeric(head(x$Close,1)) == as.numeric(x$Close[5])){
  if (as.numeric(x$Close[5]) == as.numeric(tail(x$Close,1))){
    return (NA)
  }
}

#y <<- xts:::drop.time (y)
#z <- prepare_plot (x, y)
z <- prepare_plot(x)
z <- z[which (!is.na (z$Close)),]

return <- CalculateReturns(z$Close)
return <- return[-1]
return <- head(return,11)
if (any(return$Close == 0)){
  return (NA)
}
stock.excess <- return - tail(rf,11)

ffregression <- lm(stock.excess ~ tail(rmrf,11) + tail(smb,11) +
tail(hml,11) + tail(mom,11))
excess_return <- summary(ffregression)$coefficients[1,1]

lastprice <- as.numeric (tail (z$Close, 1))

x2 <- getSymbols(symbol, from = start_date, to = end_date, periodicity =
'daily',auto.assign = FALSE)
colnames(x2) <- c("Open","High","Low","Close","Volume","Adjusted")

if (length(x2) < 100 | any(is.na(x2$Close))){
  return (NA)
}

```

```

}

x3 <- getSymbols(symbol, from = end_date, to = result_date, periodicity =
'daily', auto.assign = FALSE)
colnames(x3) <- c("Open", "High", "Low", "Close", "Volume", "Adjusted")

if (any(is.na(x3$Close))) {
  return (NA)
}

z2 <- prepare_plot(x2)
z2 <- z2[which (!is.na (z2$Close)),]

z2$time <- 1:nrow (z2)

model <- lm(z2$Close ~ z2$time)

#-----Computing
residuals-----
standard_res <- rstandard(model)
# Formula for punishing extreme fluctuations: Sum over i {(1 + |Res_i|)^2
* i}
# Alternative: Sum over i {(1 + |Res_i|)^2 * log(i)}
time_component <- sum((1 + abs(standard_res))^2 * z2$time)
#-----
if (excess_return > 1){
  return (NA)
}

result <- list()
result$price <- lastprice
result$excess_return <- round (as.numeric(summary(ffregression)
$coefficients[1,1]),4)
result$carhart_r2 <- round (as.numeric (summary(ffregression)$r.squared),
4)
result$time_component <- time_component
result$coefficient1 <- round (as.numeric (summary(model)
$coefficients[1,1]), 4) # 30er Daten
result$coefficient2 <- round (as.numeric (summary(model)
$coefficients[2,1]), 4) # 30er Daten
result$time_r2 <- round (as.numeric (summary(model)$r.squared), 4)
result$isin <- isin
result$symbol <- symbol
result$name <- id_to_name (isin) # gettex_info (isin)$name
if (is.na (result$name))
{
  result$name <- c (a[which (a$ISIN == isin),]$Name.der.Anteilklaesse,
                  isin_db[which (isin_db$ISIN == isin),]$Instrument)[1]
}
isin_db[which (isin_db$ISIN == isin),]$Instrument
if (length (result$name) == 0) result$name = ""

#!!!!!!!!!!!!!--UMPROGRAMMIEREN FÜR UNSEREN MOMENTUM
SCANNER-----

if (do_plot)

```

```

{
  try (crash_workaround <- dev.off (dev.list() ["RStudioGD"]), silent = T)
  model_daily <- lm(z2$Close ~ z2$time)
  aktie_linear <- result$coefficient2 * z2$time + result$coefficient1
  # Ergebnis plotten: Originalkurs vs. Regressionsgerade
  mplot (data.frame (z2$Close, aktie_linear), title = "Aktie (Rot) vs.
Regressionsgerade (Blau)")
}
print (isin + " - Expected excess return: " + excess_return)
return (result)
}

#-----#
#-----#
check_winner <- function (isin, do_plot = F)
{
  # Hilfsfunktion: + = String-Konkatenation
  "+<- function(...) UseMethod("+")
  "+.default" <<- .Primitive("+")
  "+.character" <<- function(...) paste(...,sep="")

  symbol <- isin_to_symbol_yahoo (isin)

  x <- getSymbols(symbol, from = end_date, to = result_date, periodicity =
'daily',auto.assign = FALSE)
  colnames(x) <- c("Open","High","Low","Close","Volume","Adjusted")

  if (any(is.na(x$Close))){ 
    return (NA)
  }

  x <- xts:::drop.time (x)

  z <- prepare_plot(x)
  z <- z[which (!is.na (z$Close)),]
  returns <- CalculateReturns(z$Close)
  returns <- returns[-1]
  return (returns)
}

#-----#
#-----#
check_stock2 <- function (isin)
{
  #Sys.sleep (60)
  check <- try (result <- check_stock (isin), silent = T)

  if (class (check) == "try-error")
  {
    print (check)
    return (NA)
  }

  return (result)
}

```



```

}

#!!!!!!!!!!!!!!-----INDIVIDUELLE FILTERUNG VON ISINS -----


#!!!!!!!!!!!!!!-----SORTIERUNG DES DATA FRAMES -----


result <- result[order (result$excess_return, decreasing = T),]

# Generating equal weighted portfolio consisting of the winner stocks (Top
10%)
winner_amount <- (nrow(result)/100) * 10
winners <- head(result, winner_amount)
tmp2 <- future_sapply (winners$isin, check_winner2, future.stdout = T,
USE.NAMES = F)
tmp2 <- tmp2[!is.na(tmp2)]

# Sum up daily returns of each stock and then devide by number of stocks
(Allowed since portfolio is equal weighted)

sum <- xts::::drop.time (tmp2[[1]])
for (i in 2:length(tmp2)){
  w <- xts::::drop.time (tmp2[[i]])
  w <- w[index(w) != '2021-08-30']
  sum <- sum + as.numeric(w)
}
sum <- sum / winner_amount

y <- getSymbols("SPY", from = end_date, to = result_date, periodicity =
'daily',auto.assign = FALSE)
colnames(y) <- c("Open","High","Low","Close","Volume","Adjusted")
y <- xts::::drop.time (y)
spyreturn <- CalculateReturns(y$Close)
spyreturn <- spyreturn[-1]

plot(sum$Close, main = "Tagesrendite: Carhartporfolio rot vs SPY blau",col
= "red")
lines(spyreturn, col = "blue")

# We need riskfreerate over the last 3 months
#risk_free_rate <- mean(tail(rf,3))
sharpe_ratio <- round(SharpeRatio(sum$Close, Rf = 0), 4)
print(sharpe_ratio)

sortino_ratio <- round(SortinoRatio(sum$Close, MAR = 0), 4)
print(sortino_ratio)

sharpe_ratio2 <- round(SharpeRatio(spyreturn, Rf = 0), 4)
print(sharpe_ratio2)

sortino_ratio2 <- round(SortinoRatio(spyreturn, MAR = 0), 4)
print(sortino_ratio2)

round(sd(sum$Close), 4)
round(sd(spyreturn), 4)

```

```

#Create plot
valueSum <- 10000
valueSP <- 10000
investmentSum <- sum
investmentSP <- spyreturn

investmentSum[1] <- valueSum
investmentSP[1] <- valueSP
for (i in 2:length(investmentSP)){
  valueSum <- valueSum * (1 + as.numeric(investmentSum[i]$Close))
  valueSP <- valueSP * (1 + as.numeric(investmentSP[i]$Close))
  investmentSum[i] <- valueSum
  investmentSP[i] <- valueSP
}
investmentSum[61] <- valueSum * (1 + as.numeric(investmentSum[61]$Close))
investmentSum[62] <- valueSum * (1 + as.numeric(investmentSum[62]$Close))

plot(investmentSP, main = "Investment Chart: Carhartporfolio rot vs SPY
blau", col = "blue", ylim = c(9700,12000))
lines(investmentSum, col = "red")

View (winners)
stop ("Done")

# Neue Trends: Breakouts
# breakouts <- result[which ((result$quality_30 >= 0.70)
#                         & (result$quality_60 <= 0.40)
#                         & (result$coefficient2 <= 0.05)),]

# Resultate ansprechend darstellen (nacheinander einblenden)
# for (i in 1:nrow (trends))
# {
#   print (check_stock (trends[i, "isin"], T))
#   if (readline(">?") == "q") break
#   print ("-----")
# }

#write.table (result, "c:\\a\\ergebnis.csv", sep = ",", eol = "\n", quote =
#F)
write.table (result, "C:\\Users/timme/Desktop/Forschungspraktikum/Carhart
Model/ergebnis.csv", sep = ",", eol = "\n", quote = F)
write_xlsx(result,"C:\\Users/timme/Desktop/Forschungspraktikum/Carhart
Model/ergebnis.xlsx")
write.table (winners, "C:\\Users/timme/Desktop/Forschungspraktikum/Carhart
Model/winners.csv", sep = ",", eol = "\n", quote = F)
write_xlsx(winners,"C:\\Users/timme/Desktop/Forschungspraktikum/Carhart
Model/winners.xlsx")
write.table(aktien_weltweit,"C:\\Users/timme/Desktop/Forschungspraktikum/
Carhart Model/aktien_weltweit.csv")

stop ("done")

```

Table III**Portfolios of Mutual Funds Formed on Lagged 1-Year Return**

Mutual funds are sorted on January 1 each year from 1963 to 1993 into decile portfolios based on their previous calendar year's return. The portfolios are equally weighted monthly so the weights are readjusted whenever a fund disappears. Funds with the highest past one-year return comprise decile 1 and funds with the lowest comprise decile 10. Deciles 1 and 10 are further subdivided into thirds on the same measure. VWRF is the excess return on the CRSP value-weight market proxy. RMRF, SMB, and HML are Fama and French's (1993) market proxy and factor-mimicking portfolios for size and book-to-market equity. PR1YR is a factor-mimicking portfolio for one-year return momentum. Alpha is the intercept of the Model. The t-statistics are in parentheses.

Portfolio	CAPM				4-Factor Model						
	Monthly		Adj R-sq	Alpha	VWRF	RMRF	SMB	HML	PR1YR	Adj R-Sq	
	Excess Return	Std Dev									
1A	0.75%	5.45%	0.27%	1.08	0.777	-0.11%	0.91	0.72	-0.07	0.33	0.891
			(2.06)	(35.94)		(-1.11)	(37.67)	(19.95)	(-1.65)	(11.53)	
1B	0.67%	4.94%	0.22%	1.00	0.809	-0.10%	0.86	0.59	-0.05	0.27	0.898
			(2.00)	(39.68)		(-1.08)	(40.66)	(18.47)	(-1.38)	(10.63)	
1C	0.63%	4.95%	0.17%	1.02	0.843	-0.15%	0.89	0.56	-0.05	0.27	0.927
			(1.70)	(44.65)		(-1.92)	(49.76)	(20.86)	(-1.61)	(12.69)	
1 (high)	0.68%	5.04%	0.22%	1.03	0.834	-0.12%	0.88	0.62	-0.05	0.29	0.933
			(2.10)	(43.11)		(-1.60)	(50.54)	(23.67)	(-1.86)	(13.88)	
2	0.59%	4.72%	0.14%	1.01	0.897	-0.10%	0.89	0.46	-0.05	0.20	0.955
			(1.75)	(57.00)		(-1.78)	(66.47)	(22.95)	(-2.25)	(12.43)	
3	0.43%	4.56%	-0.01%	0.99	0.931	-0.18%	0.90	0.34	-0.07	0.16	0.963
			(-0.08)	(70.96)		(-3.65)	(76.80)	(18.99)	(-3.69)	(11.52)	
4	0.45%	4.41%	0.02%	0.97	0.952	-0.12%	0.90	0.27	-0.05	0.11	0.971
			(0.33)	(85.70)		(-2.81)	(90.03)	(18.18)	(-3.12)	(9.40)	
5	0.38%	4.35%	-0.05%	0.96	0.960	-0.14%	0.90	0.22	-0.05	0.07	0.970
			(-1.10)	(93.93)		(-3.31)	(89.65)	(14.42)	(-3.27)	(6.18)	
6	0.40%	4.36%	-0.02%	0.96	0.958	-0.12%	0.90	0.22	-0.04	0.08	0.968
			(-0.46)	(91.94)		(-2.82)	(86.16)	(14.02)	(-2.37)	(6.01)	
7	0.36%	4.30%	-0.06%	0.95	0.959	-0.14%	0.90	0.21	-0.03	0.04	0.967
			(-1.39)	(92.90)		(-3.09)	(85.73)	(13.17)	(-1.62)	(2.89)	
8	0.34%	4.48%	-0.10%	0.98	0.951	-0.13%	0.93	0.20	-0.06	0.01	0.958
			(-1.86)	(85.14)		(-2.52)	(75.44)	(10.74)	(-3.16)	(0.84)	
9	0.23%	4.60%	-0.21%	1.00	0.926	-0.20%	0.93	0.22	-0.10	-0.02	0.938
			(-3.24)	(67.91)		(-3.11)	(60.44)	(9.69)	(-3.80)	(-1.17)	
10 (low)	0.01%	4.90%	-0.45%	1.02	0.851	-0.40%	0.93	0.32	-0.08	-0.09	0.887
			(-4.58)	(46.09)		(-4.33)	(42.23)	(9.69)	(-2.23)	(-3.50)	
10A	0.25%	4.78%	-0.19%	1.00	0.864	-0.19%	0.91	0.33	-0.11	-0.02	0.891
			(-2.05)	(48.48)		(-2.16)	(42.99)	(10.27)	(-3.20)	(-0.76)	
10B	0.02%	4.92%	-0.42%	1.00	0.817	-0.37%	0.91	0.32	-0.09	-0.09	0.848
			(-3.84)	(40.67)		(-3.45)	(35.52)	(8.24)	(-2.16)	(-2.99)	
10C	-0.25%	5.44%	-0.74%	1.05	0.736	-0.64%	0.98	0.32	-0.04	-0.17	0.782
			(-5.06)	(32.16)		(-4.49)	(28.82)	(6.29)	(-0.73)	(-4.09)	
1-10 spread	0.67%	2.71%	0.67%	0.01	-0.002	0.29%	-0.05	0.30	0.03	0.38	0.231
			(4.68)	(0.39)		(2.13)	(-1.52)	(6.30)	(0.53)	(10.07)	
1A-10C spread	1.01%	3.87%	1.00%	0.02	-0.002	0.53%	-0.07	0.40	-0.02	0.50	0.197
			(4.90)	(0.42)		(2.72)	(-1.61)	(5.73)	(0.32)	(8.98)	
9-10 spread	0.22%	1.22%	0.23%	-0.02	0.004	0.20%	-0.01	-0.10	-0.01	0.07	0.118
			(3.64)	(-1.60)		(3.13)	(-0.40)	(-4.30)	(-0.60)	(3.87)	

Abbildung 3.1: Tabelle III: Portfolios of Mutual Funds Formed on Lagged 1-Year Return nach Carhart (1997) [Car97b]

Table VI

Portfolios of Mutual Funds Formed on 3-Year Past 4-Factor Model Alphas

Mutual funds are sorted on January 1 each year from 1966 to 1993 into equal-weight decile portfolios based on their 4-factor model alphas estimated over the prior 3 years. I require a minimum of 30 return observations for this estimate. Funds with the highest alpha estimates comprise decile 1 and funds with the lowest comprise decile 10. The 4-factor model consists of the RMRF, SMB, HML, and PR1YR factor-mimicking portfolios. RMRF, SMB, and HML are Fama and French's (1993) market proxy and factor-mimicking portfolios for size and book-to-market equity. PR1YR is a factor-mimicking portfolio for one-year return momentum. Expense ratio and turnover are time-series averages of annual cross-sectional averages of the funds in each portfolio. Expense ratio is management, administrative, and 12b-1 expenses divided by average total net assets (TNA). Turnover represents reported turnover plus 0.5 times the percentage change in portfolio TNA adjusted for investment returns and mergers. Roundtrip transaction costs are estimated monthly, using cross-sectional regressions on turnover across all funds in each of 5 quintile sorts on lagged 4-factor alpha. The dependent variable in these regressions is the monthly residual from the 4-factor model, where the factor loadings are estimated on the prior 3 years of gross monthly returns after adding back expense ratios. Alpha is the 4-factor model intercept estimate, and alpha-t is the t-statistic on this estimate. Adjusted alpha is the 4-factor alpha plus 1/12 of expense ratio and 1/12 of turnover times roundtrip transaction costs.

Portfolio	Excess Return	Standard Deviation	4-Factor Model Ordinary Least Squares (OLS) Estimates					Exp Ratio	Turn (Mturn)	Roundtrip Transaction Costs	Adjusted Alpha
			Alpha	Alpha- <i>t</i>	RMRF	SMB	HML				
1 (high)	0.62%	5.07%	0.02%	(0.41)	0.93	0.48	-0.14	0.14	1.13	91.1	-0.17%
2	0.47%	4.60%	-0.06%	(-1.37)	0.90	0.32	-0.10	0.10	1.00	69.5	-0.17%
3	0.49%	4.49%	-0.03%	(-0.81)	0.90	0.25	-0.06	0.09	0.94	63.7	0.95%
4	0.43%	4.43%	-0.05%	(-1.46)	0.91	0.20	-0.04	0.06	0.95	58.6	0.95%
5	0.39%	4.45%	-0.13%	(-3.34)	0.90	0.25	-0.03	0.09	0.97	57.4	0.84%
6	0.40%	4.40%	-0.11%	(-2.76)	0.90	0.20	-0.03	0.08	0.98	61.1	0.84%
7	0.38%	4.46%	-0.17%	(-3.97)	0.90	0.26	-0.01	0.10	1.10	68.7	1.03%
8	0.40%	4.54%	-0.16%	(-3.29)	0.90	0.29	-0.03	0.11	1.11	64.4	1.03%
9	0.37%	4.68%	-0.19%	(-3.19)	0.89	0.38	-0.06	0.10	1.26	72.4	1.24%
10 (low)	0.19%	5.10%	-0.43%	(-5.89)	0.93	0.49	-0.06	0.11	1.76	96.1	1.24%
1-10 spread	0.43%	1.33%	0.45%	(5.95)	0.00	-0.01	-0.08	0.03	-0.63	-5.0	-1.41%
9-10 spread	0.18%	1.07%	0.24%	(3.12)	-0.04	-0.11	0.00	-0.01	-0.50	-23.7	NA
											0.29%
											0.17%

Abbildung 3.2: Tabelle IV: Portfolios of Mutual Funds Formed on 3 -Year past 4 Factor Model Alphas nach Carhart (1997) [Car97b]

Es folgt der R Code mit dem wir die Momentum-Portfolios erstellen.

```
#-----Heikos Bibliothek-----
library (quantmod)
library (tidyquant)
library (foreach)
library (stringr)
library (R.utils)
library (jsonlite)
library (httr)
library (pracma)
library (future.apply)
library (ggplot2)
library (ggthemes)
library (ggrepel)
library (cowplot)
library (TTR)

pwd <- "/Users/felixschwarzer/Documents/Studium/aktienanalyse/
Scanner/aktienscanner/"
#pwd <- "C:\\\\Users/timme/Desktop/Forschungspraktikum/JT-Momentum-
Scanner-Git/aktienscanner/"
#pwd <- "C:\\\\a\\\\"

#Imports#financial math functions, trading plots, foreach, string
functions, misc, json, http#math functions, future concept, plots,
plot themes, plot labels, more plots, trading functions
options (max.print = 100000) # Standard 1000

# Hilfsfunktion: + = String-Konkatenation
"+" <- function(...) UseMethod("+")
"+.default" <- .Primitive("+")
"+.character" <- function(...) paste(...,sep="")

options (scipen = 999)
options (future.globals.maxSize = +Inf)

a <- read.csv (pwd + "alle_ishares.csv", sep = ";", header = T)
# Manuell starten!
if (1 == 1)
{
  #setwd ("C:\\\\A")
  setwd (pwd)
  source ("yahoo finance extractor.R")
  #source ("ig daten.R")
  source ("xts plots.R")
  source ("hilfsfunktionen.R")
  source ("pairs2.R")
}
#-----Anfang des Momentumcodes-----
plan (sequential)

#y <- get_stock_data_yahoo ("SPY", interval = "1d", steps_back = 0,
days_back = 300)
#y <- tail (y, 200)
```

```
if ((!exists ("isin_db")) | (!exists ("isin_db2"))) load_isin_db()

dax_isins <- as.character (isin_db[which
(isin_db$Product.Assignment.Group.Description == "DAX"),]$ISIN)
mdax_isins <- as.character (isin_db[which
(isin_db$Product.Assignment.Group.Description == "MDAX"),]$ISIN)
sdax_isins <- as.character (isin_db[which
(isin_db$Product.Assignment.Group.Description == "SDAX"),]$ISIN)
aktien_weltweit <- isin_db[which (isin_db$Product.Assignment.Group
%in% setdiff (isin_db$Product.Assignment.Group, c ("FON1", "FONA",
"FON0", "ETC1", "ETN0", "FDL0"))), "ISIN"]

#ishares_isins <- read.csv ("c:\\\\a\\\\ishares_isins.csv")[, 1]
ishares_isins <- read.csv (pwd + "ishares_isins.csv")[, 1]
alle_etfs <- unique (union (ishares_isins, isin_db4$ISIN))

liste_kurz <- c (dax_isins, mdax_isins, sdax_isins)

liste <- unique (c (liste_kurz, as.character (isin_db3$ISIN)))

#-----*
*-----*

if (!exists ("cache")) cache <- list()
start_date = ymd("2021-01-05") - years(1)
end_date = ymd("2021-01-05")
result_date = ymd("2021-04-05")

#-----*
*-----*

if (!exists ("cache")) cache <- list()

check_stock_yahoo <- function (isin, startDate = start_date, endDate
= end_date, do_plot = F)
{
  # Hilfsfunktion: + = String-Konkatenation
  "+" <- function(...) UseMethod("+")
  "+.default" <- .Primitive("+")
  "+.character" <- function(...) paste(...,sep="")

  symbol <- isin_to_symbol_yahoo (isin)
  if (identical (symbol, NA)) return (NA)
  if (is.null (cache[[isin]]))
  {
    x <- getSymbols(symbol, from = startDate, to = endDate,
periodicity = 'daily',auto.assign = FALSE)
    colnames(x) <-
    c("Open","High","Low","Close","Volume","Adjusted")
    #x <- gettex_kurse (isin)
  }
  else
  {
```

```
    x <- cache[[isin]]
}

if (identical (x, NA)) return (NA)
if (any(is.na(x$Close))) return (NA)
if (any (x$Close == 0)) return (NA)
if (nrow (x) < 12) return (NA)

x <- xts:::drop.time (x)
if (any(is.na(x$Close))){
  return (NA)
}

if (any(x$Close == 0)){
  return (NA)
}

return (x)
}

fetch_boerse <- function (isin = "DE000A2NB601", tries = 1, useLocal
= F)
{
# Hilfsfunktion: + = String-Konkatenation
"+" <- function(...) UseMethod("+")
"+.default" <- .Primitive("+")
"+.character" <- function(...) paste(...,sep="")
  if(useLocal) {
    csv <- read.csv (pwd + "finance db/" + isin + ".csv", sep = ";",
dec = ",")
  }else {
    csv <- grab_url ("http://localhost:8080/stock?isin=" + isin)

  }
  if (identical (csv, "impossible")) return ("impossible")
  if ((is.na (csv)) | (csv == "error"))
  {
    return (fetch_boerse (isin = isin, tries = tries + 1, useLocal))
  }

  if(useLocal) {
    colnames (csv) <- c ("Date", "Open", "High", "Low", "Close",
"Pieces", "Volume")
    csv <- csv[, c ("Date", "Open", "High", "Low", "Close",
"Pieces", "Volume")]
    timestamps <- as.numeric (as.POSIXct (as.Date (csv$date, format
= "%Y-%m-%d")))
    timestamp_posix <- as.POSIXlt (timestamps, origin = "1970-01-01
00:00.00 UTC", tz = Sys.timezone())
    result <- csv
  }else {
    temp <- strsplit (csv, ",", fixed = T)[[1]]
    # Number of columns in result
  }
}
```

```
c <- 0
for (i in 1:20)
{
  if (!is.null (strfind (temp[i], ".21"))) break
  c <- c + 1
}

result <- data.frame (matrix (temp, ncol = c, byrow = T))
result <- result[2:nrow (result), 1:5]
rein_indices <- setdiff (1:nrow (result), which (result[, 1] ==
"Datum"))
result <- result[rein_indices,]

for (i in 1:ncol (result))
{
  if (i > 1) result[, i] <- as.numeric (result[, i])
}
colnames (result) <- c ("Date", "Open", "High", "Low", "Close")
result <- result[, c ("Date", "Open", "High", "Low", "Close")]
timestamps <- as.numeric (as.POSIXct (as.Date (result$Date,
format = "%d.%m.%y")))
timestamp_posix <- as.POSIXlt (timestamps, origin = "1970-01-01
00:00.00 UTC", tz = Sys.timezone())
check <- try (result <- as.xts (result[, 2:ncol (result)],
order.by = timestamp_posix), silent = T)
if (class (check) == "try-error")
{
  return (fetch_boerse (isin = isin, tries = tries + 1, useLocal))
}

result <- xts::::drop.time (result)
# Wochenenden raus
raus <- which (lubridate::wday (index (result), label = T) %in% c
("Sat", "Sun"))
rein <- setdiff (1:nrow (result), raus)
result <- result[rein,]

# Keine aktuellen Daten mehr verfügbar (Fonds tot!)
#if (nrow (result[Sys.Date() - 1:3,]) == 0)
#{ 
  #return ("impossible")
#}

return (result)
}
getReturns <- function(isin) {
  symbol <- isin_to_symbol_yahoo (isin)
  if (identical (symbol, NA)) return (NA)
  if (is.null (cache[[isin]]))
  {
    #x <- fetch_boerse(isin, 1, T)
    x <- check_stock_yahoo(isin, end_date, result_date, F)
```

```
    cache[[isin]] <- x
}
else
{
  x <- cache[[isin]]
}
if (identical (x, NA)) return (NA)
storage.mode(x) <- "numeric"
if (any (x$Close == 0)) return (NA)
if (nrow (x) < 50) return (NA)
x <- xts:::drop.time (x)
x <- x[which (!is.na(x$Close)),]
xCalculatedReturns <- Return.calculate(x$Close, method =
"discrete")
xCalculatedReturns <- xCalculatedReturns[-1]
return(xCalculatedReturns)
}

compare_portfolio <- function(portfolio) {
  #portfolio <- read.csv ("ergebnisse/ishares_isins_portfolio_2/
winners.csv", sep = ";")
  portfolio <- winners
  result <- future_sapply (portfolio$isin, getReturns, future.stdout
= T, USE.NAMES = F)
  result <- result[which (!is.na(result))]
  #spy500 <- result[[length(result)]]
  y <- getSymbols("SPY", from = end_date, to = result_date,
periodicity = 'daily',auto.assign = FALSE)
  colnames(y) <- c("Open","High","Low","Close","Volume","Adjusted")
  y <- xts:::drop.time (y)
  spy500 <- CalculateReturns(y$Close)
  spy500 <- spy500[-1]
  result <- head(result, -1)
  sum <- xts:::drop.time (result[[1]])
  for (i in 2:length(result)){
    w <- xts:::drop.time (result[[i]])
    # w <- w[index(w) != '2021-08-30']
    sum <- sum + as.numeric(w)
  }
  sum <- sum / length(result)

  investment <- 10000
  investmentSP <- 10000
  investmentSum <- sum
  investmentSPSum <- spy500
  investmentSum[1] <- investment
  investmentSPSum[1] <- investmentSP
  for (i in 2:length(spy500)){
    investment <- investment * (1 + as.numeric(investmentSum[i]))
    investmentSP <- investmentSP * (1 +
as.numeric(investmentSPSum[i]$Close))
    investmentSum[i] <- investment
    investmentSPSum[i] <- investmentSP
  }
}
```

```
#investmentSum[61] <- investment * (1 +
as.numeric(investmentSum[61]$Close))
#investmentSum[62] <- investment * (1 +
as.numeric(investmentSum[62]$Close))
try (crash_workaround <- dev.off (dev.list()["RStudioGD"]), silent
= T)
plot(investmentSPSum, main = "Investment Chart: Momentumportfolio
(rot) vs SPY (blau)", col = "blue", ylim=c(9800,10800))
lines(investmentSum, col = "red")

#return(tradingData)
risk_free_rate <- 0
sharpe_ratio <- round(SharpeRatio(sum$Close, Rf = risk_free_rate),
4)
print(sharpe_ratio)

sortino_ratio <- round(SortinoRatio(sum$Close, MAR =
risk_free_rate), 4)
print(sortino_ratio)

sharpe_ratio2 <- round(SharpeRatio(spy500, Rf = risk_free_rate),
4)
print(sharpe_ratio2)

sortino_ratio2 <- round(SortinoRatio(spy500, MAR =
risk_free_rate), 4)
print(sortino_ratio2)

sd(sum$Close)
sd(spy500)
print(sd(sum$Close))
print(sd(spy500))
}

check_stock <- function (isin, do_plot = F, rv = F){
  # Hilfsfunktion: + = String-Konkatenation
  #'+" <- function(...) UseMethod("+")
  #'+.default" <- .Primitive("+")
  #'+.character" <- function(...) paste(...,sep="")

  symbol <- isin_to_symbol_yahoo (isin)
  if (identical (symbol, NA)) return (NA)
  if (is.null (cache[[isin]]))
  {
    x <- check_stock_yahoo(isin, 5)
    #x <- get_stock_data_yahoo (symbol, interval = "1d", steps_back
= 0, days_back = 252)
    #x <- gettex_kurse (isin)
    #x <- tail (x, 200)
    cache[[isin]] <- x
  }
  else
  {
```

```
        x <- cache[[isin]]
    }

if (identical (x, NA)) return (NA)
if (any (x$Close == 0)) return (NA)
if (nrow (x) < 50) return (NA)

x <- xts::::drop.time (x)

#y <- xts::::drop.time (y)

#z <- prepare_plot (x, y)
#z <- z[which (!is.na (z$Close)),]
#z <- z[which (!is.na (z$Close.1)),]
x <- x[which (!is.na(x$Close)),]

#-----
lastprice <- as.numeric (tail (x$Close, 1))

ma_volume_90 <- runningfunction (x$Volume, "mean", 90)
ma_volume_7 <- runningfunction (x$Volume, "mean", 7)
r_volume <- round (ma_volume_7 / ma_volume_90, 2)

maxprice <- as.numeric(max(x$Close))
minprice <- as.numeric(min(x$Close))

profitspercent <- ((as.numeric(tail (x$Close,1)) /
as.numeric(x$Close[[1]])) - 1) * 100

result <- list()
result$r_volume <- as.numeric (tail (r_volume, 1))
result$price <- lastprice
result$profits <- profitspercent
result$isin <- isin
result$symbol <- symbol
result$name <- id_to_name (isin) # gettex_info (isin)$name

if (is.na (result$name))
{
    result$name <- c (a[which (a$ISIN == isin),]
$Name.der.Anteilklaesse,
                    isin_db[which (isin_db$ISIN == isin),
$Instrument)[1]
    }
    isin_db[which (isin_db$ISIN == isin),]$Instrument
    if (length (result$name) == 0) result$name = ""

if (do_plot)
{
```

```
try (crash_workaround <- dev.off (dev.list()["RStudioGD"]), silent
= T)
if (rv)
{
  mplot (data.frame (x$Close),
         pos = 0,
         title = paste ("Stock chart of ", result$name, " (",
result$isin, ")"), sep = ""),
         colors = "red")
}
else
{
  mplot (data.frame (x$Close),
         pos = 0,
         title = paste ("Stock chart of ", result$name, " (",
result$isin, ")"), sep = ""),
         colors = "red")
}
print (isin)
return (result)
}
#-----
check_stock2 <- function (isin)
{
  #Sys.sleep (60)
  check <- try (result <- check_stock(isin, F), silent = T)

  if (class (check) == "try-error")
  {
    print (check)
    return (NA)
  }

  return (result)
}

#-----
#?????
ch <- function (isin)
{
  try (crash_workaround <- dev.off (dev.list()["RStudioGD"]), silent
= T)
  infos <- gettex_info (isin)
  chartSeries (tail (gettex_kurse (isin), 365), name = infos$name +
  (" + isin + ") )
}

#!!!!!!!!!!!!-----WENDET CHECK_STOCK AUF ALLE ETFS UND
AKTIEN AN -----
tmp <- future_sapply (aktien_weltweit, check_stock2, future.stdout =
T, USE.NAMES = F)
```


Abbildungsverzeichnis

2.1 Quelle: Rouwenhorst(1998)[Rou98]	18
2.2 Quelle: Jegadeesh u. Titman(2001)[JT01b]	20
2.3 Quelle: Jegadeesh und Titman [Tha05b]	31
2.4 Quelle: Jegadeesh und Titman [Tha05b]	31
2.5 Quelle: Chan, Jegadeesh und Lakonishok [CJL96] (1996)	34
2.6 Die Utility-Kurve U der Investoren (rot), die CML (schwarz)	39
2.7 Das “efficient set” (rot) und die Tangente CML (schwarz)	40
2.8 Die Capital Market Line und die Security Market Line	42
2.9 Tabelle 7a (erste Hälfte) aus “Common risk factors in stock and bonds returns”	47
2.10 Tabelle 7a (zweite Hälfte) aus “Common risk factors in stock and bonds returns”	48
2.11 Tabelle 10 (erste Hälfte) aus “Common risk factors in stock and bonds returns”	50
2.12 Tabelle 10 (zweite Hälfte) aus “Common risk factors in stock and bonds returns”	51
2.13 Faktoren des Renditespread nach Carhart 1997	53
2.14 Momentumportfolio mit IShares Titeln vs. S&P500 für den Zeitraum A . .	58
2.15 Momentumportfolio mit Aktien-Weltweit Titeln vs. S&P500 für den Zeitraum A	59
2.16 Momentumportfolio mit IShares Titeln vs. S&P500 für den Zeitraum B . .	60
2.17 Momentumportfolio mit Aktien-Weltweit Titeln vs. S&P500 für den Zeitraum B	61

2.18	Carhartportfolio mit IShares Titeln vs. S&P500 für den Zeitraum A	65
2.19	Carhartportfolio mit Aktien-Weltweit Titeln vs. S&P500 für den Zeitraum A	66
2.20	Carhartportfolio mit IShares Titeln vs. S&P500 für den Zeitraum B	67
2.21	Carhartportfolio mit Aktien-Weltweit Titeln vs. S&P500 für den Zeitraum B	68
3.1	Tabelle III: Portfolios of Mutual Funds Formed on Lagged 1-Year Return nach Carhart (1997) [Car97b]	81
3.2	Tabelle IV: Portfolios of Mutual Funds Formed on 3 -Year past 4 Factor Model Alphas nach Carhart (1997) [Car97b]	82

Tabellenverzeichnis

Literaturverzeichnis

- [Ban81] BANZ, Rolf W.: The relationship between return and market value of common stocks. In: *Journal of Financial Economics* 9 (1981), Nr. 1, 3-18. [http://dx.doi.org/https://doi.org/10.1016/0304-405X\(81\)90018-0](http://dx.doi.org/https://doi.org/10.1016/0304-405X(81)90018-0). – DOI [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(81\)90018-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(81)90018-0). – ISSN 0304-405X 43, 44
- [Bel08a] BELLO, Zakri: A Statistical Comparison of the CAPM to the Fama-French Three Factor Model and the Carhart's Model. (2008), 07, 11. <https://ssrn.com/abstract=1536149> 14
- [Bel08b] BELLO, Zakri Y.: A statistical comparison of the CAPM to the Fama-French Three Factor Model and the Carhart's Model. In: *Global Journal of Finance and Banking Issues* 2 (2008), Nr. 2 9
- [BJS93] BRENNAN, Michael J. ; JEGADEESH, Narasimhan ; SWAMINATHAN, Bhaskaran: Investment analysis and the adjustment of stock prices to common information. In: *The Review of Financial Studies* 6 (1993), Nr. 4, S. 799–824 21
- [BKM21] BODIE, Zvi ; KANE, Alex ; MARCUS, Alan J.: *Investments*. Boston : McGraw-Hill/Irwin, 2021 http://www.worldcat.org/search?qt=worldcat_org_all&q=9781260013832. – ISBN 9781260013832 14, 38
- [BSV98] BARBERIS, Nicholas ; SHLEIFER, Andrei ; VISHNY, Robert: A Model of Investor Sentiment. In: *Journal of Financial Economics* 49 (1998), Nr. 3, S.

- 307–343. – Reprinted in Richard Thaler, ed., *Advances in Behavioral Finance* Vol. II, Princeton University Press and Russell Sage Foundation, 2005. 43
- [BT89] BERNARD, Victor L. ; THOMAS, Jacob K.: Post-earnings-announcement drift: delayed price response or risk premium? In: *Journal of Accounting research* 27 (1989), S. 1–36 30, 31
- [Car97a] CARHART, Mark M.: On persistence in mutual fund performance. In: *The Journal of finance* 52 (1997), Nr. 1, S. 57–82 8, 9, 10, 64, 71
- [Car97b] CARHART, Mark M.: On Persistence in Mutual Fund Performance. In: *The Journal of Finance* 52 (1997), Nr. 1, 57–82. <http://www.jstor.org/stable/2329556>. – ISSN 00221082, 15406261 14, 15, 49, 52, 54, 81, 82, 94
- [CHT00] CHAN, Kalok ; HAMEED, Allaudeen ; TONG, Wilson: Profitability of momentum strategies in the international equity markets. In: *Journal of financial and quantitative analysis* 35 (2000), Nr. 2, S. 153–172 16, 34
- [CJL96] CHAN, Louis K. ; JEGADEESH, Narasimhan ; LAKONISHOK, Josef: Momentum strategies. In: *The Journal of Finance* 51 (1996), Nr. 5, S. 1681–1713 30, 31, 32, 33, 34, 35, 93
- [CK98] CONRAD, Jennifer ; KAUL, Gautam: An anatomy of trading strategies. In: *The Review of Financial Studies* 11 (1998), Nr. 3, S. 489–519 20
- [CTW00] CHUI, Andy ; TITMAN, Sheridan ; WEI, KC J.: Momentum, ownership structure, and financial crises: An analysis of Asian stock markets. In: *wp University of Texas at Austin* (2000) 17
- [DBT85] DE BONDT, Werner F. ; THALER, Richard: Does the stock market overreact? In: *The Journal of finance* 40 (1985), Nr. 3, S. 793–805 17
- [DHS98] DANIEL, Kent ; HIRSHLEIFER, David ; SUBRAHMANYAM, Avanidhar: Investor Psychology and Security Market under-and Overreactions. In: *Journal of Finance* (1998), S. 1839–1885 25, 28

- [DLSSW90] DE LONG, J B. ; SHLEIFER, Andrei ; SUMMERS, Lawrence H. ; WALDMANN, Robert J.: Positive feedback investment strategies and destabilizing rational speculation. In: *the Journal of Finance* 45 (1990), Nr. 2, S. 379–395 24, 29
- [DP20] DIRKX, Philipp ; PETER, Franziska J.: The Fama-French Five-Factor Model Plus Momentum: Evidence for the German Market. In: *Schmalenbach Business Review* 72 (2020), Nr. 4, S. 661–684 9
- [DT99] DANIEL, Kent ; TITMAN, Sheridan: Market efficiency in an irrational world. In: *Financial Analysts Journal* 55 (1999), Nr. 6, S. 28–40 28
- [Edw68] EDWARDS, Ward: Conservatism in human information processing. In: *Formal representation of human judgment* (1968) 24
- [FF92] FAMA, Eugene F. ; FRENCH, Kenneth R.: The Cross-Section of Expected Stock Returns. In: *The Journal of Finance* 47 (1992), Nr. 2, 427–465. <http://www.jstor.org/stable/2329112>. – ISSN 00221082, 15406261 14, 44, 45, 46, 49
- [FF96] FAMA, EUGENE F. ; FRENCH, KENNETH R.: Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. In: *The Journal of Finance* 51 (1996), Nr. 1, S. 55–84 19
- [FF04] FAMA, Eugene F. ; FRENCH, Kenneth R.: The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. In: *Journal of Economic Perspectives* 18 (2004), September, Nr. 3, 25-46. <http://dx.doi.org/10.1257/0895330042162430>. – DOI 10.1257/0895330042162430 38, 40, 43, 44, 46, 49, 54
- [FF21] FAMA, Eugene F. ; FRENCH, Kenneth R.: *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*. University of Chicago Press, 2021 10
- [FOS84] FOSTER, George ; OLSEN, Chris ; SHEVLIN, Terry: Earnings releases, anomalies, and the behavior of security returns. In: *Accounting Review* (1984), S. 574–603 30

- [GIM03] GOMPERS, Paul ; ISHII, Joy ; METRICK, Andrew: Corporate Governance and Equity Prices*. In: *The Quarterly Journal of Economics* 118 (2003), 02, Nr. 1, 107–156. <http://dx.doi.org/10.1162/00335530360535162>. – DOI 10.1162/00335530360535162. – ISSN 0033–5533 8
- [GJM03] GRIFFIN, John M. ; JI, Xiuqing ; MARTIN, J S.: Momentum investing and business cycle risk: Evidence from pole to pole. In: *The Journal of finance* 58 (2003), Nr. 6, S. 2515–2547 17
- [GL79] GIVOLY, Dan ; LAKONISHOK, Josef: The information content of financial analysts' forecasts of earnings: Some evidence on semi-strong inefficiency. In: *Journal of Accounting and Economics* 1 (1979), Nr. 3, S. 165–185 31
- [GM01] GRUNDY, Bruce D. ; MARTIN, J Spencer M.: Understanding the nature of the risks and the source of the rewards to momentum investing. In: *The Review of Financial Studies* 14 (2001), Nr. 1, S. 29–78 19, 22
- [GTW95] GRINBLATT, Mark ; TITMAN, Sheridan ; WERMERS, Russ: Momentum investment strategies, portfolio performance, and herding: A study of mutual fund behavior. In: *The American economic review* (1995), S. 1088–1105 16
- [HLS00] HONG, Harrison ; LIM, Terence ; STEIN, Jeremy C.: Bad news travels slowly: Size, analyst coverage, and the profitability of momentum strategies. In: *The Journal of finance* 55 (2000), Nr. 1, S. 265–295 28
- [HS99] HONG, Harrison ; STEIN, Jeremy C.: A unified theory of underreaction, momentum trading, and overreaction in asset markets. In: *The Journal of finance* 54 (1999), Nr. 6, S. 2143–2184 25, 28
- [IJ04] IVKOVIĆ, Zoran ; JEGADEESH, Narasimhan: The timing and value of forecast and recommendation revisions. In: *Journal of Financial Economics* 73 (2004), Nr. 3, S. 433–463 35
- [Jen68] JENSEN, Michael C.: THE PERFORMANCE OF MUTUAL FUNDS IN THE PERIOD 1945–1964. In: *The Journal of Finance* 23 (1968), Nr. 2, 389–

416. <http://dx.doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1968.tb00815.x>. – DOI <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1968.tb00815.x> 43, 52
- [JKKL04] JEGADEESH, Narasimhan ; KIM, Joonghyuk ; KRISCHE, Susan D. ; LEE, Charles M.: Analyzing the analysts: When do recommendations add value? In: *The journal of finance* 59 (2004), Nr. 3, S. 1083–1124 16
- [JL70] JONES, Charles P. ; LITZENBERGER, Robert H.: Quarterly earnings reports and intermediate stock price trends. In: *The Journal of Finance* 25 (1970), Nr. 1, S. 143–148 30
- [JT93a] JEGADEESH, Narasimhan ; TITMAN, Sheridan: Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. In: *The Journal of Finance* 48 (1993), Nr. 1, 65–91. <http://www.jstor.org/stable/2328882>. – ISSN 00221082, 15406261 14, 54
- [JT93b] JEGADEESH, Narasimhan ; TITMAN, Sheridan: Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. In: *The Journal of finance* 48 (1993), Nr. 1, S. 65–91 15, 16, 17
- [JT95] JEGADEESH, Narasimhan ; TITMAN, Sheridan: Overreaction, delayed reaction, and contrarian profits. In: *The Review of Financial Studies* 8 (1995), Nr. 4, S. 973–993 21
- [JT01a] JEGADEESH, Narasimhan ; TITMAN, Sheridan: Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations. In: *The Journal of Finance* 56 (2001), Nr. 2, 699–720. <http://www.jstor.org/stable/222579>. – ISSN 00221082, 15406261 14
- [JT01b] JEGADEESH, Narasimhan ; TITMAN, Sheridan: Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations. In: *The Journal of finance* 56 (2001), Nr. 2, S. 699–720 17, 19, 20, 26, 93

- [JT02] JEGADEESH, Narasimhan ; TITMAN, Sheridan: Cross-sectional and time-series determinants of momentum returns. In: *The Review of Financial Studies* 15 (2002), Nr. 1, S. 143–157 20
- [Kei83] KEIM, Donald B.: Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence. In: *Journal of financial economics* 12 (1983), Nr. 1, S. 13–32 17
- [Lew02] LEWELLEN, Jonathan: Momentum and autocorrelation in stock returns. In: *The Review of Financial Studies* 15 (2002), Nr. 2, S. 533–564 23
- [Lin65] LINTNER, John: The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. In: *The Review of Economics and Statistics* 47 (1965), Nr. 1, 13–37. <http://www.jstor.org/stable/1924119>. – ISSN 00346535, 15309142 38
- [LJ79] LATANE, Henry A. ; JONES, Charles P.: Standardized unexpected earnings–1971-77. In: *The journal of Finance* 34 (1979), Nr. 3, S. 717–724 30
- [LM90] LO, Andrew W. ; MACKINLAY, A C.: When are contrarian profits due to stock market overreaction? In: *The review of financial studies* 3 (1990), Nr. 2, S. 175–205 19, 21
- [LS00] LEE, Charles M. ; SWAMINATHAN, Bhaskaran: Price momentum and trading volume. In: *the Journal of Finance* 55 (2000), Nr. 5, S. 2017–2069 28
- [LSZ01] LESMOND, David A. ; SCHILL, Michael J. ; ZHOU, Chunsheng: The Illusory Nature of Momentum Profits. (2001) 27
- [Mar52a] MARKOWITZ, Harry: PORTFOLIO SELECTION*. In: *The Journal of Finance* 7 (1952), Nr. 1, 77-91. <http://dx.doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525.x> – DOI <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525.x> 7, 10

- [Mar52b] MARKOWITZ, Harry: Portfolio Selection. In: *The Journal of Finance* 7 (1952), Nr. 1, 77–91. <http://www.jstor.org/stable/2975974>. – ISSN 00221082, 15406261 37, 39, 40
- [MG99] MOSKOWITZ, Tobias J. ; GRINBLATT, Mark: Do industries explain momentum? In: *The Journal of finance* 54 (1999), Nr. 4, S. 1249–1290 21, 22
- [NSV98] NICHOLAS, Barberis ; SHLEIFER, Andrei ; VISHNY, Robert: A model of investor sentiment. In: *Journal of Financial Economics* 49 (1998), Nr. 3, S. 307–343 24
- [PG05] POON, Ser-Huang ; GRANGER, Clive: Practical issues in forecasting volatility. In: *Financial analysts journal* 61 (2005), Nr. 1, S. 45–56 55
- [Rou98] ROUWENHORST, K G.: International momentum strategies. In: *The journal of finance* 53 (1998), Nr. 1, S. 267–284 17, 18, 93
- [Sha64] SHARPE, William F.: Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. In: *The Journal of Finance* 19 (1964), Nr. 3, 425–442. <http://www.jstor.org/stable/2977928>. – ISSN 00221082, 15406261 37, 38, 41, 43
- [SP94] SORTINO, Frank A. ; PRICE, Lee N.: Performance measurement in a downside risk framework. In: *the Journal of Investing* 3 (1994), Nr. 3, S. 59–64 56
- [Sti89] STICKEL, Scott E.: The timing of and incentives for annual earnings forecasts near interim earnings announcements. In: *Journal of Accounting and Economics* 11 (1989), Nr. 2-3, S. 275–292 35
- [Sti91] STICKEL, Scott E.: Common stock returns surrounding earnings forecast revisions: More puzzling evidence. In: *Accounting Review* (1991), S. 402–416 32
- [Tha05a] THALER, Richard H. (Hrsg.): *Advances in Behavioral Finance, Volume II*. Princeton University Press, 2005. <http://dx.doi.org/doi:10>.

- 1515/9781400829125. <http://dx.doi.org/doi:10.1515/9781400829125>.
– ISBN 9781400829125 7, 10, 57, 71
- [Tha05b] THALER, Richard H.: *Advances in Behavioral Finance, Volume II*. Princeton University Press, 2005 13, 27, 31, 37, 93
- [Tha05c] THALER, Richard H. (Hrsg.): *Advances in Behavioral Finance, Volume II*. Princeton University Press, 2005. <http://dx.doi.org/doi:10.1515/9781400829125>.
– ISBN 9781400829125 14
- [TK74] TVERSKY, Amos ; KAHNEMAN, Daniel: Judgment under uncertainty: Heuristics and biases. In: *science* 185 (1974), Nr. 4157, S. 1124–1131 25
- [Wom96] WOMACK, Kent L.: Do brokerage analysts' recommendations have investment value? In: *The journal of finance* 51 (1996), Nr. 1, S. 137–167 16