

DIE RISIKOADJUSTIERTE PERFORMANCE OFFENER AKTIENFONDS

Eine theoretische und empirische Untersuchung
ausgewählter Probleme in der Performancemessung

SEBASTIAN KRIMM

Dissertation zur Erlangung des Grades eines
Doktors der Wirtschaftswissenschaften (doctor rerum politicarum) an der
Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät Ingolstadt der
Katholischen Universität Eichstätt-Ingolstadt

Erstgutachter:
Prof. Dr. Marco Wilkens
Universität Augsburg

Zweitgutachterin:
Prof. Dr. Dr. Christiana Djanani
Katholische Universität Eichstätt-Ingolstadt

Datum der mündlichen Prüfung:
25. Juni 2012

*Für Leonie.
Weil Du mir das Grunzen beigebracht hast.*

VORWORT

Diese Arbeit entstand während meiner Zeit als Doktorand und wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für ABWL, Finanzierung und Bankbetriebslehre der Katholischen Universität Eichstätt-Ingolstadt und am Lehrstuhl für Finanz- und Bankwirtschaft der Universität Augsburg von Juli 2007 bis November 2011. Die Arbeit wurde im Mai 2012 von der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät Ingolstadt als Dissertation angenommen. Mit dem Rigorosum am 25. Juni 2012 an der Katholischen Universität Eichstätt-Ingolstadt habe ich mein Promotionsvorhaben erfolgreich abgeschlossen. Bei den Menschen, die mich dabei unterstützt haben, möchte ich mich an dieser Stelle bedanken.

Mein erster und ganz besonderer Dank gilt dabei meinem Doktorvater Herrn Prof. Dr. Marco Wilkens für seine ausgezeichnete Betreuung. Seine Offenheit und Begeisterung, vor allem aber die immense von ihm aufgewendete Zeit für fachliche Diskussionen und beratende Gespräche trugen wesentlich zum Erfolg dieser Arbeit bei. In gleicher Weise danke ich Herrn Prof. Dr. Hendrik Scholz, der viele Stunden seiner Freizeit gemeinsamen Forschungsprojekten geopfert hat und ohne dessen Anregungen manche Probleme ungelöst geblieben wären. Frau Prof. Dr. Dr. Christiana Djanani danke ich für die Übernahme des Koreferats.

Weiter gilt meinen ehemaligen Lehrstuhlkollegen großer Dank für die angenehme Atmosphäre, unter der diese Arbeit entstehen durfte. Die kollegiale Zusammenarbeit und die gegenseitige Unterstützung in Forschung und Lehre haben Arbeit und Autor positiv begleitet und tun es heute noch. Meinen Kollegen und Freunden Herrn Dr. Arne Krombach und Herrn Dr. Martin Rohleder danke ich dabei ganz besonders für die gemeinsamen Erlebnisse und viele schöne Erinnerungen an unsere Zeit als Doktoranden. Frau Elisabeth Hanisch und Frau Michaela Goller danke ich für ihre tatkräftige Hilfe im Universitätsbetrieb und ihr stets offenes Ohr, auch für nicht-fachliche Anliegen. Herrn Prof. Dr. Oliver Entrop gilt mein Dank für sei-

ne Unterstützung bei mathematischen Problemen und vielen großen und kleinen Nöten in der täglichen Arbeit.

Meinen Eltern und meiner Familie danke ich für ihren Rückhalt und ihre Unterstützung, ohne die diese Dissertation nicht hätte entstehen können. Ebenso haben ihre Geduld und ihr Vertrauen mich beeindruckt und stets motiviert, meine Promotion erfolgreich zu beenden.

Sebastian Krimm

Hannover, im Januar 2013

INHALTSVERZEICHNIS

I	EINFÜHRUNG	1
1	Einleitung	1
1.1	Motivation	1
1.2	Gang der Untersuchung	4
2	Theoretische Grundlagen	7
2.1	Theoretische Grundlagen der Performancemessung	7
2.1.1	Klassische Ansätze der Kapitalmarkttheorie	7
2.1.2	Informationseffizienz der Kapitalmärkte und Arten der Investitionsperformance . .	10
2.2	Die Sharpe Ratio	12
2.3	Performancemaße auf Basis von Faktormodellen .	13
2.3.1	Das Jensen Alpha	13
2.3.2	Modelle zur separaten Erfassung von Selektions- und Timingaktivitäten	14
2.3.3	Multifaktor-Erweiterungen des Jensen Al- phas	16
II	DIE MARKTPHASENABHÄNGIGKEIT DER SHARPE RATIO	21
3	Eine theoretische Analyse der Sharpe Ratio	23
3.1	Erläuterung der Problemstellung und Gang der Untersuchung	23
3.2	Die Sharpe Ratio in einer Einfaktor-Welt	27
3.2.1	Komponenten der Sharpe Ratio	27
3.2.2	Determinanten der Sharpe Ratio	30
3.2.3	Die normalisierte Sharpe Ratio als markt- phasenunabhängiges Performancemaß . .	40
3.3	Die Sharpe Ratio in einer Multifaktor-Welt	42
3.3.1	Komponenten der Sharpe Ratio	42
3.3.2	Die Bewertung der Risikoallokation in der differenziellen Sharpe Ratio	44
3.3.3	Die normalisierte Sharpe Ratio in einer Multifaktor-Welt	46
4	Die Sharpe Ratio offener US-Aktienfonds	49
4.1	Vorstellung der untersuchten Fondsdatenbasis . .	49

4.2	Marktphasen während des Untersuchungszeitraums	51
4.3	Deskriptive Analyse der untersuchten Datenbasis	55
4.3.1	Gruppierung der Fonds nach ihrem unsystematischen Risiko	55
4.3.2	Charakteristika und Renditeverteilungen der untersuchten Fonds	57
4.3.3	Die Sharpe Ratio und ihre Komponenten	60
4.4	Die empirische Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio	62
4.4.1	Verlauf der differenziellen Sharpe Ratio	63
4.4.2	Einfluss des Marktes auf die differenzielle Sharpe Ratio	66
4.5	Empirische Analyse der normalisierten Sharpe Ratio	70
4.5.1	Die normalisierte Sharpe Ratio und ihre Komponenten	71
4.5.2	Der Verlauf der normalisierten differenziellen Sharpe Ratio	73
4.5.3	Der Zusammenhang zwischen normalisierter Sharpe Ratio und Marktphasen	76
4.6	Differenzielle Sharpe Ratio und Risikoallokation	76
III	TIMINGAKTIVITÄTEN IN FAKTORMODELLBASIER- TEN PERFORMANCEMASSEN	85
5	Die Beziehungen der gemessenen Performance	87
5.1	Erläuterung der Problemstellung und Gang der Untersuchung	87
5.2	Herleitung der analytischen Beziehungen	90
5.2.1	Selektions- und Timingperformance als abnormale Renditen	91
5.2.2	Beziehungen der Totalperformancegrößen	96
5.2.3	Simulation der Differenzen der Totalperformancemaße	103
5.2.4	Beziehungen der Selektions- und Timingperformancegrößen	105
5.3	Messung von Timing mittels ex-post-Renditen	113
6	Empirische Beziehungen der gemessenen Performance offener US-Aktienfonds	119
6.1	Vorstellung der untersuchten Datenbasis	119
6.2	Darstellung der gemessenen Performancegrößen	121

6.2.1	Deskriptive Statistiken der Totalperformance	121
6.2.2	Deskriptive Statistiken der Selektions- und Timingperformance	124
6.2.3	Der Einfluss von Timingaktivitäten auf die Querschnittsverteilung der Performance	126
6.3	Beziehungen der gemessenen Performancegrößen	129
6.3.1	Beziehungen der gemessenen Totalperformance	130
6.3.2	Die Beziehungen der gemessenen Timingperformance	134
6.3.3	Die Beziehungen der gemessenen Selektionsperformance	137
6.3.4	Die Beziehungen zwischen Selektions- und Timingperformance	140
6.3.5	Vergleich der Signifikanz der gemessenen Performance	144
6.4	Robustheit der empirischen Ergebnisse	146
6.4.1	Alternative Schätzverfahren im Rahmen der Querschnittsregressionen	146
6.4.2	Alternative Marktfaktorspezifikationen auf gleicher Marktdatenbasis	149
6.4.3	Alternative Datenbasis der Marktfaktoren .	155
IV	SCHLUSSBETRACHTUNGEN	161
7	Fazit und Ausblick	163
7.1	Zentrale Ergebnisse	163
7.2	Weiterführende Untersuchungen	165
	APPENDIZES	169
A	Auswahl von Fonds anhand ihres Objective Codes	171
B	Timingperformance und Renditegenerierungsprozesse	175
	Literaturverzeichnis	181

ABBILDUNGSVERZEICHNIS

Abbildung 1	Erwartungswert der Marktüberschussrendite und differenzielle Sharpe Ratio . .	33
Abbildung 2	Volatilität der Marktüberschussrendite und differenzielle Sharpe Ratio	34
Abbildung 3	Selektionsperformance und differenzielle Sharpe Ratio	36
Abbildung 4	Marktrisiko und differenzielle Sharpe Ratio	37
Abbildung 5	Unsystematischen Risiko und differenzielle Sharpe Ratio	39
Abbildung 6	Marktphasen während des Untersuchungszeitraumes	53
Abbildung 7	Gruppierungsverfahren der Fonds nach dem Anteil des unsystematischen Risikos	57
Abbildung 8	Durchschnittliche differenzielle Sharpe Ratio im Zeitverlauf	64
Abbildung 9	Durchschnittliche Ränge nach differenzieller Sharpe Ratio im Zeitverlauf	65
Abbildung 10	Durchschnittlichen Rang nach der DSR gegen Verteilungsparameter der Marktüberschussrendite	67
Abbildung 11	Durchschnittliche normalisierte differenzielle Sharpe Ratio im Zeitverlauf	74
Abbildung 12	Durchschnittliche Ränge nach normalisierter differenzieller Sharpe Ratio im Zeitverlauf	75
Abbildung 13	Durchschnittlicher Rang nach der nDSR gegen Verteilungsparameter der Marktüberschussrendite	80
Abbildung 14	Durchschnittliche Ränge nach differenzieller Sharpe Ratio und differenzieller Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation im Zeitverlauf	81
Abbildung 15	Durchschnittliche Komponenten der differenziellen Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation im Zeitverlauf	82

Abbildung 16	Streudiagramme der Marktkomponente der Differenz zwischen JA und TM-Totalperformance gegen Momente der Marktüberschussrendite	106
Abbildung 17	Streudiagramme der Marktkomponente der Differenz zwischen JA und HM-Totalperformance gegen Momente der Marktüberschussrendite	108
Abbildung 18	Streudiagramme der gemessenen Totalperformance	131
Abbildung 19	Streudiagramme der gemessenen Timingperformance	135
Abbildung 20	Streudiagramme der gemessenen Selektionsperformance gegen die gemessene Timingperformance für die Gesamtstichprobe	141

TABELLENVERZEICHNIS

Tabelle 1	Deskriptive Statistiken der Marktfaktoren im Untersuchungszeitraum und im langfristigen Zeitraum	54
Tabelle 2	Korrelation der Marktfaktoren im Untersuchungszeitraum und im langfristigen Zeitraum	55
Tabelle 3	Fondsspezifische Charakteristika der Fondsgruppen	58
Tabelle 4	Renditeverteilungseigenschaften der Fondsgruppen	59
Tabelle 5	Mittelwerte der Sharpe Ratio und ihrer Komponenten	60
Tabelle 6	Signifikanztests der Sharpe Ratio und ihrer Komponenten	62
Tabelle 7	Die differenzielle Sharpe Ratio in Bullen- und Bärenmärkten	68
Tabelle 8	Die Komponenten der differenziellen Sharpe Ratio in Bullen- und Bärenmärkten	70
Tabelle 9	Mittelwerte der normalisierten Sharpe Ratio und ihrer Komponenten	71
Tabelle 10	Signifikanztests der normalisierten Sharpe Ratio und ihrer Komponenten	72
Tabelle 11	Mittelwerte der differenziellen Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation und ihrer Komponenten	78
Tabelle 12	Deskriptive Statistiken der simulierten Marktkomponenten der Differenzen der Totalperformancegrößen	104
Tabelle 13	Deskriptive Statistiken der Totalperformance nach dem JA, dem TM-Modell und dem HM-Modell	122
Tabelle 14	Signifikanz der Totalperformance nach dem JA, dem TM-Modell und dem HM-Modell	123

Tabelle 15	Deskriptive Statistiken der Selektionsperformance nach dem TM-Modell und dem HM-Modell	124
Tabelle 16	Deskriptive Statistiken der Timingperformance nach dem TM-Modell und dem HM-Modell	125
Tabelle 17	Signifikanz der Selektions- und Timingperformance	126
Tabelle 18	Deskriptive Statistiken der Totalperformance für Teilstichproben nach Markttiming	127
Tabelle 19	Signifikanztests der Totalperformance für Teilstichproben nach Markttiming . .	128
Tabelle 20	Querschnittsregressionen der Totalperformance	132
Tabelle 21	Querschnittsregressionen der Totalperformance für Teilstichproben nach Markttiming	133
Tabelle 22	Anteil statistisch signifikant unterschiedlicher Totalperformance	134
Tabelle 23	Querschnittsregressionen der Timingperformance	136
Tabelle 24	Querschnittsregressionen der Timingperformance für Teilstichproben nach Markttiming	137
Tabelle 25	Querschnittsregressionen der Selektionsperformance für die Gesamtstichprobe	138
Tabelle 26	Querschnittsregressionen der Selektionsperformance für Teilstichproben nach Markttiming	139
Tabelle 27	Querschnittsregressionen der Selektionsperformance gegen die Timingperformance für die Gesamtstichprobe	142
Tabelle 28	Querschnittsregressionen der Selektionsperformance gegen die Timingperformance für Teilstichproben nach Markttiming	143
Tabelle 29	Tetrachorische Korrelation der Signifikanz der Totalperformance	145

Tabelle 30	Tetrachorische Korrelation der Signifikanz der Selektions- und Timingperformance	145
Tabelle 31	Querschnittsregressionen der Totalperformance unter Verwendung alternativer Schätzverfahren	147
Tabelle 32	Querschnittsregressionen der Timingperformance für die Gesamtstichprobe unter Verwendung alternativer Schätzverfahren	148
Tabelle 33	Querschnittsregressionen der Selektionsperformance unter Verwendung alternativer Schätzverfahren	149
Tabelle 34	Querschnittsregressionen der Selektionsperformance gegen die Timingperformance unter Verwendung alternativer Schätzverfahren	150
Tabelle 35	Querschnittsregressionen der Totalperformance unter Verwendung alternativer Marktfaktorkombinationen	151
Tabelle 36	Querschnittsregressionen der Timingperformance für die Gesamtstichprobe unter Verwendung alternativer Marktfaktorkombinationen	152
Tabelle 37	Querschnittsregressionen der Selektionsperformance unter Verwendung alternativer Marktfaktorkombinationen	153
Tabelle 38	Querschnittsregressionen der Selektionsperformance gegen die Timingperformance unter Verwendung alternativer Marktfaktorkombinationen	154
Tabelle 39	Querschnittsregressionen der Totalperformance unter Verwendung der MSCI-Marktfaktoren	156
Tabelle 40	Querschnittsregressionen der Timingperformance unter Verwendung der MSCI-Marktfaktoren	157
Tabelle 41	Querschnittsregressionen der Selektionsperformance unter Verwendung der MSCI-Marktfaktoren	158

Tabelle 42	Querschnittsregressionen der Selektionsperformance gegen die Timingperformance unter Verwendung der MSCI-Markfaktoren	159
------------	---	-----

ABKÜRZUNGSVERZEICHNIS

AMEX	American Exchange
APT	Arbitrage Pricing Theory
c. p.	ceteris paribus
BRA	Beitrag der Risikoallokation
BUR	Beitrag des unsystematischen Risikos
CAPM	Capital Asset Pricing Model
CML	Capital Market Line, Kapitalmarktklinie
CRSP	Center for Research in Security Prices
DSR	Differenzielle Sharpe Ratio
GRAP	Gesamtrisikoadjustierte Performance
GUR	Geringes unsystematisches Risiko in Relation zur Gesamtvolatilität
HM	Henriksson-Merton
HUR	Hohes unsystematisches Risiko in Relation zur Gesamtvolatilität
JA	Jensen Alpha
MSCI	Morgan Stanley Capital International
MUR	Mittleres unsystematisches Risiko in Relation zur Gesamtvolatilität
nBUR	Normalisierter Beitrag des unsystematischen Risikos
nDSR	Normalisierte differenzielle Sharpe Ratio
nGRAP	Normalisierte gesamtrisikoadjustierte Performance
nSR	Normalisierte Sharpe Ratio
NYSE	New York Stock Exchange
OLS	Ordinary Least Squares
SML	Security Market Line, Wertpapierlinie
SR	Sharpe Ratio
TM	Treynor-Mazuy
WLS	Weighted Least Squares

SYMBOLVERZEICHNIS

α_i	Alpha des Fonds i
α_{put}	Konstante einer Regression von $\max(0, -er_{m,t})$ gegen die Faktoren des Fama-French-Carhart-Modells
α_{sq}	Konstante einer Regression von $er_{m,t}^2$ gegen die Faktoren des Fama-French-Carhart-Modells
β^*	Referenz-Risikoallokation in einem Multifaktor-Modell
β_i	Systematisches Risiko des Fonds i
β_i	Faktorladungen des Fonds i in einem Multifaktor-Modell
β_i^{HM}	Systematisches Risiko des Fonds i im Henriksson-Merton-Modell für $er_{m,t} > 0$
$\beta_{i,t}^{\text{HM}}$	Systematisches Risiko des Fonds i zum Zeitpunkt t im Kontext des Henriksson-Merton-Modells
β_i^{TM}	Systematisches Risiko des Fonds i im Treynor-Mazuy-Modell für $er_{m,t} = 0$
$\beta_{i,t}^{\text{TM}}$	Systematisches Risiko des Fonds i zum Zeitpunkt t im Kontext des Treynor-Mazuy-Modells
β_j	Systematisches Risiko des Finanztitels j
$\beta_{1i}, \dots, \beta_{4i}$	Faktorladungen des Fonds i im Fama-French-Carhart-Modell
$\beta_{1i}^{\text{HM}}, \dots, \beta_{4i}^{\text{HM}}$	Faktorladungen des Fonds i im Henriksson-Merton-Modell unter Berücksichtigung der Fama-French-Carhart-Faktoren
$\beta_{1i}^{\text{TM}}, \dots, \beta_{4i}^{\text{TM}}$	Faktorladungen des Fonds i im Treynor-Mazuy-Modell unter Berücksichtigung der Fama-French-Carhart-Faktoren
$\beta_{1i}^{\text{put}}, \dots, \beta_{4i}^{\text{put}}$	Koeffizienten einer Regression von $\max(0, -er_{m,t})$ gegen die Faktoren des Fama-French-Carhart-Modells

$\beta_{1i}^{sq}, \dots, \beta_{4i}^{sq}$	Koeffizienten einer Regression von $er_{m,t}^2$ gegen die Marktfaktoren des Fama-French-Carhart-Modells
γ_i^{HM}	Timingkoeffizient des Henriksson-Merton-Modells
γ_i^{TM}	Timingkoeffizient des Treynor-Mazuy-Modells
$Cov(\cdot)$	Kovarianz
DSR_i	Differenzielle Sharpe Ratio des Fonds i
DSR_i^*	Differenzielle Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation des Fonds i
$E(\cdot)$	Erwartungswert
$\varepsilon_{i,t}$	Residuum des Fonds i zum Zeitpunkt t im Jensen Alpha
$\varepsilon_{i,t}^{HM}$	Residuum des Fonds i zum Zeitpunkt t im Henriksson-Merton-Modell
$\varepsilon_{i,t}^{TM}$	Residuum des Fonds i zum Zeitpunkt t im Treynor-Mazuy-Modell
$\varepsilon_{i,t}^{put}$	Residuum zum Zeitpunkt t einer Regression von $\max(0, -er_{m,t})$ gegen die Faktoren des Fama-French-Carhart-Modells
$\varepsilon_{i,t}^{sq}$	Residuum zum Zeitpunkt t einer Regression von $er_{m,t}^2$ gegen die Faktoren des Fama-French-Carhart-Modells
$er_{i,t}$	Überschussrendite des Fonds i zum Zeitpunkt t
$er_{i,t}^{HM}$	Überschussrendite des Fonds i mit Henriksson-Merton-Charakteristika zum Zeitpunkt t
$er_{i,t}^{TM}$	Überschussrendite des Fonds i mit Treynor-Mazuy-Charakteristika zum Zeitpunkt t
$er_{j,t}$	Überschussrendite des Finanztitels j zum Zeitpunkt t
$er_{m,t}$	Überschussrendite des Marktes zum Zeitpunkt t
f_t	Ausprägungen der Marktfaktoren in einem Multifaktor-Modell zum Zeitpunkt t
$F_m(x)$	Verteilungsfunktion der Marktüberschussrendite an der Stelle x
$f_m(x)$	Dichtefunktion der Marktüberschussrendite an der Stelle x
hml_t	Buch-zu-Marktwert-Faktor nach Fama und French (1993) zum Zeitpunkt t

$I(\cdot)$	Indikatorfunktion
mom_t	Momentum-Faktor nach Carhart (1997) zum Zeitpunkt t
μ_f	Erwartungswerte der Marktfaktoren in einem Multifaktor-Modell
μ_{Lf}	Erwartungswerte der Marktfaktoren in einem Multifaktor-Modell, geschätzt auf einer langfristigen Datenbasis
μ_i	Erwartungswert der Überschussrenditen des Fonds i
μ_j	Erwartungswert der Überschussrenditen des Finanztitels j
μ_k	Erwartungswert der Überschussrenditen des Finanztitelportfolios k
μ_{Lm}	Erwartungswert der Marktüberschussrendite, geschätzt auf einer langfristigen Datenbasis
μ_m	Erwartungswert der Überschussrendite des Marktes
μ_p	Erwartungswert der Überschussrendite eines Portfolios aus risikobehafteten Finanztiteln und Geldanlage oder -aufnahme zum risikofreien Zins
$n\text{DSR}_i$	Normalisierte differenzielle Sharpe Ratio des Fonds i
$n\text{SR}_i$	Normalisierte Sharpe Ratio des Fonds i
$P(\cdot)$	Wahrscheinlichkeit
r_f	Risikofreier Zins
$r_{i,t}$	Rendite des Fonds i zum Zeitpunkt t
$r_{j,t}$	Rendite des Finanztitels j zum Zeitpunkt t
sel_i^{HM}	Selektionsperformance des Fonds i nach dem Henriksson-Merton-Modell
sel_i^{TM}	Selektionsperformance des Fonds i nach dem Treynor-Mazuy-Modell
smb_t	Unternehmensgrößenfaktor nach Fama und French (1993) zum Zeitpunkt t
SR_i	Sharpe Ratio des Fonds i
$\sigma_{\varepsilon,i}$	Standardabweichung des Residuums des Fonds i
σ_i	Standardabweichung der Überschussrendite des Fonds i

σ_j	Standardabweichung der Überschussrendite des Finanztitels j
σ_k	Standardabweichung der Überschussrendite des Finanztitelportfolios k
σ_{Lm}	Standardabweichung der Überschussrendite des Marktes, geschätzt auf einer langfristigen Datenbasis
σ_m	Standardabweichung der Überschussrendite des Marktes
σ_p	Standardabweichung der Überschussrendite eines Portfolios aus risikobehafteten Finanztiteln und Geldanlage oder -aufnahme zum risikofreien Zins
σ_{uj}	Standardabweichung des Residuums des Finanztitels j
$\sigma_{tim_i^{HM}}$	Standardabweichung der Timingperformance des Fonds i nach dem Henriksson-Merton-Modell
$\sigma_{tim_i^{TM}}$	Standardabweichung der Timingperformance des Fonds i nach dem Treynor-Mazuy-Modell
$\sigma_{tot_i^{HM}}$	Standardabweichung der Totalperformance des Fonds i nach dem Henriksson-Merton-Modell
$\sigma_{tot_i^{TM}}$	Standardabweichung der Totalperformance des Fonds i nach dem Treynor-Mazuy-Modell
tim_i^{HM}	Timingperformance des Fonds i nach dem Henriksson-Merton-Modell
tim_i^{TM}	Timingperformance des Fonds i nach Treynor-Mazuy-Modell
tot_i^{HM}	Totalperformance des Fonds i nach dem Henriksson-Merton-Modell
tot_i^{TM}	Totalperformance des Fonds i nach dem Treynor-Mazuy-Modell
$\hat{tot}_i^{HM}$	Verzerrte Totalperformance des Fonds i nach dem Henriksson-Merton-Modell
$\hat{tot}_i^{TM}$	Verzerrte Totalperformance des Fonds i nach dem Treynor-Mazuy-Modell
$u_{j,t}$	Residuum des Finanztitels j zum Zeitpunkt t
V_f	Varianz-Kovarianz-Matrix der Marktfaktoren in einem Multifaktor-Modell

V_{Lf}	Varianz-Kovarianz-Matrix der Marktfaktoren in einem Multifaktor-Modell, geschätzt auf einer langfristigen Datenbasis
$\text{Var}(\cdot)$	Varianz
v_i	Mit den Portfolioanteilen gewichtete Summe aller auf die Selektionsinformationen des Fondsmanagements bedingten Residuen der gehaltenen Finanztitel

Teil I

EINFÜHRUNG

„The question remains as to why mutual funds and in particular actively managed mutual funds have grown so fast, when their performance on average has been inferior to that of index funds.”

– Gruber (1996), S. 783.

EINLEITUNG

In diesem Kapitel werden zunächst der akademische Hintergrund dieser Arbeit aufgezeigt und das Forschungsgebiet grundlegend skizziert. Dabei sind neben der lebhaften wissenschaftlichen Auseinandersetzung zum Thema im weiteren Sinne auch praktische und realwirtschaftliche Aspekte relevant. Im zweiten Abschnitt wird der Gang der Untersuchung dargestellt, insbesondere der weitere Aufbau der Arbeit.

1.1 MOTIVATION

Die Investmentbranche ist heute ein wesentlicher Teil der Finanzindustrie. In den USA verwalteten offene Anlagefonds im Jahr 2010 ein Vermögen von fast 12 Bio. USD.¹ Dies entspricht dem Anderthalbfachen aller Einlagen der US-Geschäftsbanken Ende 2010.² Damit verwalteten Fondsgesellschaften im Jahr 2010 mehr als 20 % des US-Haushaltsvermögens³ und beschäftigten im Jahr 2009 mehr als 150.000 Personen.⁴ Rund die Hälfte dieser Gelder ist in Aktienfonds investiert, die damit die am häufigsten vorzufindende Anlageform sind.⁵ Mit einer Gebühren- und Abgabensumme von durchschnittlich ca. 1 % generierten diese ferner enorme Erträge für die verwaltenden Fondsgesellschaften.⁶

Neben dieser wirtschaftlichen Bedeutung besitzt die Investmentbranche auch in akademischer Hinsicht eine hohe Relevanz: So finden sich in den drei international renommiertes-

¹ Vgl. Investment Company Institute (2011), S. 9.

² Vgl. Federal Reserve (2011), S. 5.

³ Vgl. Investment Company Institute (2011), S. 10.

⁴ Vgl. Investment Company Institute (2011), S. 17.

⁵ Vgl. Investment Company Institute (2011), S. 130.

⁶ Vgl. Investment Company Institute (2011), S. 64.

ten referierten Zeitschriften der Finanzierung⁷ „Journal of Finance“, „Review of Financial Studies“ und „Journal of Financial Economics“ in den Jahren 2006 bis 2010 mehr als 120 veröffentlichte Studien⁸, die sich mit Fonds, der Investmentbranche oder Fondsinvestoren auseinandersetzen. Von diesen wiederum beschäftigen sich viele mit Problemen im Rahmen der Messung der Fondsperformance.

Die Frage, wie die Leistung eines Fondsmanagements zu bestimmen ist, ist sowohl aus theoretischer als auch aus praktischer Sicht relevant: Aus theoretischer Sicht ist die Performancemessung von Investmentfonds wesentlich getrieben von kapitalmarkttheoretischen Erkenntnissen zur Bewertung risikobehafteter Finanztitel. Die Möglichkeiten eines aktiven Fondsmanagements, ein Portfolio von Finanztiteln zusammenzustellen und diese Zusammenstellung über die Zeit zu variieren, eröffnen gleichzeitig ein weites Feld zusätzlicher theoretischer und empirischer Probleme, die originär der Performancemessung zuzuordnen und nicht Gegenstand der klassischen Kapitalmarkttheorie sind.⁹ Zur Überwindung dieser Probleme bedarf es komplexer theoretischer Anstrengungen – der wissenschaftliche Anspruch auf diesem Gebiet ist zweifelsfrei hoch. Gleichzeitig finden Methoden der risikoadjustierten Performancemessung auch im Bereich des Risikomanagements und -controllings Anwendung.¹⁰ Darüber hinaus ist eine Performancemessung im Kontext eines Marktmodells stets auch ein Test der Informationseffizienz der Kapitalmärkte:¹¹ Quasi als Nebenprodukt erlauben empirische Untersuchungen der Fondsperformance daher Rückschlüsse darauf, in welchem Ausmaß

⁷ Dies entspricht auch Einschätzung des Verbands der Hochschullehrer für Betriebswirtschaft (VHB) in seinem neuesten Ranking betriebswirtschaftlich relevanter Zeitschriften, vgl. VHB (2011).

⁸ Quelle dieser Zahl ist eine eigene Auswertung anhand der Datenbank „Business Source Premier“.

⁹ Vgl. z. B. Ferson und Schadt (1996), die dynamische Anlagestrategien auf Basis öffentlicher Informationen nachbilden. Lhabitant (2000) zeigt, dass mittels einfacher Optionsstrategien risikoadjustierte Überrenditen erzielt werden können. Goetzmann et al. (2007) belegen, dass übliche Performancemaße durch das Fondsmanagement beliebig manipuliert werden können.

¹⁰ Vgl. z. B. Amit und Wernerfelt (1990) im Kontext strategischer Unternehmensentscheidungen oder Altmann und Saunders (1997) zur Kreditrisikomessung.

¹¹ Siehe Abschnitt 2.1.2.

und in welcher Geschwindigkeit sich bewertungsrelevante Informationen in Marktpreisen niederschlagen.

Aus praktischer Sicht ist die Performancemessung von Fonds hochgradig relevant für Fondsinvestoren, das Fondsmanagement und Fondsgesellschaften: Fondsinvestoren erwarten einen ökonomischen Mehrwert aus den Investitionstätigkeiten eines aktiven Fondsmanagements. Dieser Mehrwert legitimiert die Vergütung des Fondsmanagements. Daneben stehen Fondsinvestoren vor dem Entscheidungsproblem, in welchen Fonds sie investieren sollen. Das Fondmanagement muss die erzielte Performance als zentrale Ergebnisgröße verfolgen. Zur Wahrung der Anreizkompatibilität wird die Höhe der Managementvergütung oftmals an die erzielte Performance gekoppelt.¹² Infolgedessen bedürfen Fondsgesellschaften verlässlicher Performancehistorien, um ihre Personalpolitik durchsetzen zu können. Schließlich stellt die Fondsperformance aufgrund ihrer Relevanz für Fondsinvestitionsentscheidungen ein wesentliches Marketingtool für Fondsgesellschaften dar. In diesem Zusammenhang ist fraglich, inwieweit eine vergangenheitsbezogen gemessene Investitionsperformance eine gleichartige Leistungsfähigkeit in der Zukunft erwarten lässt. Die Forschungsliteratur setzt sich mit dieser Frage unter dem Stichwort der Persistenz der Fondsperformance auseinander. Die meisten Studien kommen dabei zu dem Ergebnis, dass Fondsmanager nur in kurzen Zeiträumen in der Lage sind, eine positive Fondsperformance zu erwirtschaften.¹³

Die wissenschaftliche Auseinandersetzung mit der Performancemessung von Fonds ist unter theoretischen wie praktischen Aspekten notwendig und wünschenswert. Dabei spielt die Reliabilität der hierzu verwendeten Methoden eine wesentliche Rolle: Nur wenn gemessene Performancegrößen tatsächlich und ausschließlich die Leistung des Fondsmanagements widerspiegeln, sind die auf ihnen basierenden wissenschaftlichen Erkenntnisse und praktischen Entscheidungen gerechtfertigt. Die Forschungsfrage der vorliegenden Dissertation lautet daher, inwieweit gemessene Performancegrößen in ihrer Aussagefähigkeit belastbar und ökonomisch interpretierbar sind.

¹² Vgl. z. B. Brown et al. (1996) und Elton et al. (2003), die empirische Performanceuntersuchungen unter Berücksichtigung der Vergütungsstrukturen des Fondsmanagements durchführen.

¹³ Vgl. z. B. Grinblatt und Titman (1992), Hendricks et al. (1993), Brown und Goetzmann (1995), Bollen und Busse (2005) sowie Huij und Verbeek (2007).

Unter dieser Fragestellung werden zwei konkrete Problemfelder der Performancemessung von Aktienfonds theoretisch und empirisch bearbeitet. Die Untersuchungen setzen sich mit verbreiteten Performancemaßen auseinander. Die eigentliche Performance von Fonds steht jeweils weniger im Vordergrund, vielmehr liegt der Fokus auf der Aussagefähigkeit der Performancemaße. Obwohl die folgenden Analysen jeweils im Kontext von Aktienfonds stattfinden, sind die untersuchten Probleme allgemeiner Natur und lassen sich auf andere Fondsarten, wie z. B. Anleihefonds oder Rohstofffonds, übertragen.

1.2 GANG DER UNTERSUCHUNG

Das erste untersuchte Problemfeld ist die Abhängigkeit der Sharpe Ratio¹⁴ von der Marktphase während des Zeitraums der Untersuchung. Nachdem in Kapitel 2 die untersuchten Performancemaße und einige kapitalmarkttheoretische Grundkenntnisse vorgestellt werden, folgt in Kapitel 3 die theoretische Untersuchung zur Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio. Zunächst werden hier das untersuchte Problem und die Motivation für seine Bearbeitung dargestellt. Anschließend wird der Einfluss der Marktphase auf die Sharpe Ratio analytisch bestimmt. Darüber hinaus wird ein Performancemaß vorgestellt, welches Verzerrungen durch die Marktphase eliminiert. In Kapitel 4 wird die Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio empirisch untersucht. Mit verschiedenen Ansätzen wird diese ursächlich aufgezeigt und das vorgestellte verzerrungsfreie Performancemaß im Vergleich zur Sharpe Ratio dargestellt. In Absprache mit dem Erstgutachter und den Koautoren basieren diese beiden Kapitel in wesentlichen Teilen auf dem gemeinsamen Paper Krimm et al. (2012).

Das zweite untersuchte Problemfeld setzt sich mit Ansätzen auseinander, welche die Komponenten Selektion und Timing¹⁵ der Fondsp performance getrennt erfassen. Die Motivation und die spezifischen Forschungsfragen dieser Untersuchung werden zu Beginn von Kapitel 5 dargestellt. Anschließend werden analytische Beziehungen zwischen drei verbreiteten Performancemaßen auf Basis von Faktormodellen hergeleitet. Eine grundsätzliche theoretische Kritik von Ansätzen zur Trennung

¹⁴ Siehe Abschnitt 2.2.

¹⁵ Siehe Abschnitt 2.1.2.

von Selektion und Timing auf Basis von Fondsrenditehistorien schließt das Kapitel ab. In Kapitel 6 werden die analytischen Ergebnisse empirisch überprüft. In Absprache mit dem Erstgutachter und den Koautoren beruhen diese beiden Kapitel in wesentlichen Teilen auf dem gemeinsamen Working Paper Krimm et al. (2011). Eine Zusammenfassung und ein Ausblick auf weiterführende Untersuchungen in Kapitel 7 bilden den Abschluss der Arbeit.

THEORETISCHE GRUNDLAGEN

In diesem Kapitel werden die im Rahmen der vorliegenden Dissertation relevanten Performancemaße vorgestellt. Auf eine ausführliche Darstellung der weiteren Literatur zu den Maßen wird an dieser Stelle verzichtet. Die für die weiteren Untersuchungen relevanten Arbeiten werden zu Beginn der Kapitel 3 und 5 dargestellt. Der Vorstellung der Maße geht eine knappe Wiederholung ausgewählter Aspekte der Kapitalmarkttheorie voraus, soweit diese für die weiteren Untersuchungen wesentlich sind.

2.1 THEORETISCHE GRUNDLAGEN DER PERFORMANCE-MESSUNG

Im Folgenden werden einige grundlegende Ansätze der Kapitalmarkttheorie skizziert. Diese sind die Portfoliotheorie von Markowitz (1952), das Separationstheorem von Tobin (1958) und das Capital Asset Pricing Model (CAPM) von Sharpe (1964). Anschließend werden zwei klassische theoretische Grundlagen der Performancemessung dargestellt: die Hypothesen zur Informationseffizienz der Kapitalmärkte nach Fama (1970) und die Komponenten Selektion und Timing der Investitionsperformance nach Fama (1972).

2.1.1 *Klassische Ansätze der Kapitalmarkttheorie*

Markowitz (1952) beschäftigt sich mit der Frage, wie ein rational handelnder, nutzenmaximierender, risikoaverser Investor ein Portfolio risikobehafteter Finanztitel zusammenstellt. Seine Studie basiert auf einem friktionslosen Kapitalmarkt und einer Welt, in der einzig der Erwartungswert und die Standardabweichung der Renditen von Finanztiteln und Portfolios

entscheidungsrelevant für Investoren sind.¹⁶ Markowitz zeigt, dass von allen möglichen Kombinationen der Finanztitel nur die „effizienten Portfolios“ von Investoren gehalten werden.¹⁷ Ein Portfolio ist dann effizient, wenn es von allen Portfolios mit einer gegebenen Standardabweichung (einem gegebenen Erwartungswert) der Renditen den höchsten Erwartungswert (die geringste Standardabweichung) aufweist. Somit sind diese aus Sicht risikoaverser Investoren gegenüber jedem anderen Portfolio mit gleichem Erwartungswert oder gleicher Standardabweichung überlegen. Die Ergebnisse von Markowitz erklären darüber hinaus, warum rationale Investoren im Regelfall diversifizierte Portfolios halten.

Tobin (1958) erweitert das Modell von Markowitz um die Möglichkeit der Geldanlage zum risikofreien Zins r_f und führt die Annahme homogener Erwartungen aller Investoren bzgl. der Verteilungsparameter aller risikobehafteten Finanztitel ein. Investoren können nun jedes beliebige Portfolio k risikobehafteter Finanztitel mit einer Investition zum risikofreien Zins kombinieren. Für diese Kombination p von risikobehaftetem Portfolio k und risikofreier Anlage ergibt sich folgender linearer Zusammenhang zwischen Rendite und Risiko:¹⁸

$$\mu_p = \frac{\mu_k}{\sigma_k} \sigma_p$$

Dabei steht μ_p für die erwartete Überschussrendite des Portfolios p des Anlegers, σ_p für die Standardabweichung der Überschussrenditen dieses Portfolios und μ_i und σ_i stehen für die entsprechenden Verteilungsparameter des risikobehafteten Portfolios i . Als Überschussrendite $er_{j,t} = r_{j,t} - r_f$ wird dabei die Differenz zwischen der Rendite $r_{j,t}$ eines Finanztitels j in Periode t und dem risikofreien Zins r_f bezeichnet.

Tobin argumentiert weiter, dass die Frage, welches Portfolio i Investoren halten, in diesem Kontext unabhängig von ihrer Risikopräferenz ist: In jedem Fall wählen sie von allen effizienten Portfolios im Sinne von Markowitz jenes, bei dem das Verhältnis zwischen erwarteter Überschussrendite μ_i und deren Standardabweichung σ_i maximal ist. Dieses Portfolio bezeich-

¹⁶ Alternativ zur Annahme einer quadratischen Nutzenfunktion, die dies impliziert, kann dies aus der Annahme multivariat normalverteilter Finanztitelrenditen begründet werden; vgl. Tobin (1958), S. 74.

¹⁷ Vgl. Markowitz (1952), S. 82.

¹⁸ Vgl. Tobin (1958), S. 72.

net Tobin als Marktportfolio m . Die Risikopräferenz der Investoren schlägt sich ausschließlich in der Gewichtung von Marktportfolios und risikofreier Anlage nieder. Alle Anleger halten daher ein Portfolio p mit folgendem Zusammenhang zwischen Rendite und Risiko:

$$\mu_p = \frac{\mu_m}{\sigma_m} \sigma_p$$

Dieser Zusammenhang wird als Kapitalmarktklinie (Capital Market Line, CML) bezeichnet. Sharpe (1966) entwickelt auf dieser Basis die Sharpe Ratio.¹⁹

Das CAPM aggregiert die Erkenntnisse von Markowitz und Tobin. Wie Sharpe (1964) zeigt, gilt auf friktionslosen Kapitalmärkten, auf denen rationale, risikoaverse Investoren mit homogenen Erwartungen ihren Nutzen maximieren, ex ante folgender Zusammenhang zwischen Rendite und Risiko aller Finanztitel:

$$E(er_j) = \beta_j E(er_m)$$

Der Erwartungswert der Überschussrendite eines Finanztitels er_j entspricht dem Produkt aus dessen Marktsensitivität β_j und der erwarteten Überschussrendite des Marktportfolios er_m . Die Marktsensitivität ist die gegenüber der Varianz der Marktüberschussrenditen normierte Kovarianz zwischen den Überschussrenditen er_j und er_m . Das Marktportfolio entspricht dem effizienten Portfolio im Sinne von Markowitz (1952) und Tobin (1958). Diese Gleichung ist als Wertpapierlinie (Security Market Line, SML) bekannt und ergänzt die Kapitalmarktklinie der Portfoliotheorie. Geht man davon aus, dass das CAPM empirische Marktpreise beschreibt, lässt sich die Wertpapierlinie ex post formulieren als:²⁰

$$er_{j,t} = \beta_j er_{m,t} + u_{j,t} \quad (1)$$

Die realisierte Überschussrendite des Finanztitels j zum Zeitpunkt t ergibt sich aus dem Produkt aus der Marktsensitivität dieses Titels und der realisierten Marktüberschussrendite des Marktportfolios $er_{m,t}$ zum Zeitpunkt t und einem Residuum $u_{j,t}$. Letzteres resultiert aus dem spezifischen Risiko des Finanztitels. Der Erwartungswert des finanztitelspezifischen Risikos ist $E(u_j) = 0$. Ferner folgt dieses einer identischen und

¹⁹ Siehe nächster Abschnitt.

²⁰ Vgl. Jensen (1968), S. 393.

unabhängigen Verteilung (i. i. d), d. h., es gilt $\text{Var}(u) = \sigma^2$ für alle t und $\text{Cov}(u_{j,t}, u_{j,t+x}) = 0$ für alle $x \neq 0$. Da das Marktportfolio alle systematischen Risiken vollständig abbildet, ist die Größe u_j unabhängig von der Marktüberschussrendite er_m . Aus dem gleichen Grund sind die Kovarianzen zwischen den spezifischen Risiken verschiedener Finanztitel $\text{Cov}(u_j, u_k) = 0$ für alle $j \neq k$. Das Residuum erfüllt damit die Gauß-Markov-Bedingungen und erlaubt somit die Schätzung des Parameters β_j mit dem gewöhnlichen Kleinste-Quadrate-Ansatz (Ordinary Least Squares, OLS).

Im CAPM teilt sich das Risiko eines Finanztitels somit in zwei unabhängige Komponenten auf. Die Varianz der Überschussrenditen eines Finanztitels σ_j^2 lässt sich wie folgt aufspalten:

$$\sigma_j^2 = \beta_j^2 \sigma_m^2 + \sigma_{u,j}^2$$

Der erste Summand gibt die aus der Marktsensitivität des Finanztitels resultierende Streuung wieder. Der zweite Summand gibt die aus dem finanztitelspezifischen Risiko resultierenden Streuungen wieder und wird als unsystematisches oder idiosynkratisches Risiko bezeichnet. Da sich letzteres in einem Portfolio risikobehafteter Finanztitel durch Diversifikation eliminieren lässt, erhalten Anleger hierfür keine Risikoprämie.

2.1.2 Informationseffizienz der Kapitalmärkte und Arten der Investitionsperformance

Preise an Kapitalmärkten spiegeln die aggregierten von Kapitalmarktteilnehmern vorgenommenen Bewertungen von Finanztiteln wider. Diese wiederum werden getrieben von Informationen über die bewertungsrelevanten Aspekte des Finanztitels. Betrachtet man diese Informationen und die daraus resultierenden Bewertungen der Marktteilnehmer als gegeben, stellt sich für einen Finanztitel ein gleichgewichtiger Preis ein, bei dem die Nachfrage nach und das Angebot an diesem Finanztitel ausgeglichen sind. Veränderungen dieses Gleichgewichtspreises müssen zwangsläufig aus der Kenntnis neuer Informationen bzw. einer anderen Bewertung vorhandener Informationen resultieren. Die Frage, in welchem Umfang empirische Kapitalmarktpreise relevante Informationen widerspiegeln, wird in

der Literatur unter dem Begriff „Informationseffizienz der Kapitalmärkte“ diskutiert.

Fama setzt sich erstmals 1970 in breiter Form mit der Informationseffizienz der Kapitalmärkte auseinander und stellt drei Abstufungen der Informationseffizienz vor:²¹ Diese liegt in schwacher Form vor, wenn alle vergangenen Preise in den aktuellen Preisen berücksichtigt sind. Ist sie gegeben, lässt sich mittels technischer Analyseverfahren auf Basis historischer Preise keine systematische Überrendite im Vergleich zu einer passiven Anlage erzielen. Eine halbstarke Informationseffizienz liegt vor, wenn neben historischen Preisen auch alle öffentlichen Informationen in den Kapitalmarktpreisen berücksichtigt werden. Somit lässt sich weder per technischer noch per Fundamentalanalyse eine systematische Überrendite erzielen. Strenge Informationseffizienz setzt voraus, dass Kapitalmarktpreise zusätzlich auch alle nicht öffentlichen Informationen berücksichtigen. In diesem Fall kann kein aktiver Anleger systematisch eine positive Überrendite erzielen.

Die Informationseffizienz der Kapitalmärkte ist also für das Management und die Investoren aktiver Fonds von entscheidender Bedeutung, da auf vollständig informationseffizienten Märkten keine aktive Anlagestrategie in der Lage ist, eine positive Performance zu erzielen. Umgekehrt stellt jede Performancemessung von Fonds einen impliziten Test der Informationseffizienz der Kapitalmärkte dar, in denen diese Fonds engagiert sind: Fondsmanager können nur dann eine positive Performance erzielen, wenn auf diesen Märkten eine gewisse Informationsineffizienz gegeben ist.

In einer späteren Arbeit setzt sich Fama mit der Frage auseinander, inwieweit bewertungsrelevante Informationen, die damit verbundenen aktiven Investitionstätigkeiten und die aus diesen resultierende Performance kategorisiert werden können. Fama (1972) unterscheidet bei diesen drei Aspekten hinsichtlich Selektion und Timing: Selektion bezieht sich dabei auf einzelne Finanztitel, die aufgrund entsprechender Informationen bzw. Fähigkeiten aktiver Marktteilnehmern als über- oder unterbewertet erkannt werden. Mittels aktiver Investitionstätigkeiten können diese Investoren eine positive Selektionsperformance erzielen. Timing bezieht sich hingegen auf Bewegungen des Gesamtmarktes, die aufgrund geeigneter Informationen bzw.

²¹ Vgl. Fama (1970).

Fähigkeiten von aktiven Marktteilnehmern korrekt prognostiziert werden. Durch entsprechende Anpassungen ihres Marktingagements können diese eine positive Timingperformance erzielen. Möglichkeiten und Grenzen der empirischen Unterscheidung zwischen diesen Komponenten stellen ein wesentliches Thema der in den Kapiteln 5 und 6 beschriebenen Untersuchungen dar.

2.2 DIE SHARPE RATIO

Das von Sharpe (1966) vorgeschlagene Performancemaß basiert auf dem Tobin'schen Separationstheorem und der sich daraus ergebenden Kapitalmarktklinie. Sharpe argumentiert, dass von verschiedenen Fonds $i = 1, 2, \dots, I$ jener zu bevorzugen ist, auf dessen Grundlage sich die Kapitalmarktklinie mit der höchsten Steigung ergibt. Entsprechend schlägt er die Steigung der sich aus dem Fonds i ergebenden CML als Performancemaß SR_i dieses Fonds vor:²²

$$SR_i = \frac{\mu_i}{\sigma_i} \quad (2)$$

Die Sharpe Ratio beschreibt somit das Verhältnis zwischen Risikoprämie und Risiko eines Fonds.²³ Der Fonds mit der höchsten Sharpe Ratio SR_i offeriert pro Einheit des mit ihm verbundenen Risikos σ_i die höchste Prämie in Form der erwarteten Rendite μ_i . Eine isolierte Betrachtung der Sharpe Ratio eines Fonds lässt noch keine wertenden Rückschlüsse auf seine Performance zu. Erst der Vergleich der Sharpe Ratio verschiedener Fonds oder Finanztitel erlaubt ein Urteil über deren relative Performance. In Abschnitt 3.2.3 wird ein Performancemaß auf Basis der Sharpe Ratio vorgestellt, das dieses Manko behebt und ähnlich wie das im nächsten Abschnitt vorgestellte Jensen Alpha direkt angibt, ob ein Fonds eine ihm zugeordnete Benchmark geschlagen hat.

²² Vgl. Sharpe (1966), S. 122 f.

²³ Sharpe bezeichnet das Maß daher auch als „reward-to-variability ratio“, vgl. Sharpe (1966), S. 123. In der Literatur hat sich hingegen die Bezeichnung „Sharpe Ratio“ durchgesetzt, die auch hier verwendet wird.

2.3 PERFORMANCEMASSE AUF BASIS VON FAKTORMODELLEN

2.3.1 *Das Jensen Alpha*

Basierend auf dem CAPM entwickelt Jensen (1968) einen Ansatz zur Performancemessung von Fonds, der heute sehr häufig in abgewandelter Form in der wissenschaftlichen Literatur und in der Praxis angewandt wird. Ausgehend von Gleichung 1 als Renditegenerierungsprozess der Finanztitel, die dem Fondsmanagement als Anlagemöglichkeiten zur Verfügung stehen, zeigt Jensen (1968), dass der Renditegenerierungsprozess eines aktiven Fonds nicht Gleichung 2 entsprechen muss: Die Gleichung 2 zugrunde liegenden Annahmen schließen nicht aus, dass das Fondsmanagement aufgrund superiorer Fähigkeiten bzw. Informationen in der Lage ist, das Residuum u_j zumindest einzelner Finanztitel korrekt zu prognostizieren.²⁴ Der Renditegenerierungsprozess eines aktiven Fonds i muss daher eine Konstante berücksichtigen, welche Rückschlüsse auf die Leistungsfähigkeit des Fondsmanagements erlaubt:²⁵

$$er_{i,t} = \alpha_i + \beta_i er_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Der Koeffizient β_i gibt das systematische Risiko des Fonds an. Die Konstante α_i gibt an, inwieweit im Untersuchungszeitraum die durchschnittliche Überschussrendite des Fonds über- oder unterhalb der Rendite eines passiven Portfolios mit identischem systematischem Risiko lag. Sie beschreibt somit die Performance des Fondsmanagements im Sinne der durchschnittlichen, abnormalen, risikoadjustierten Überschussrendite. In der Literatur wird dieses Performancemaß als Jensen Alpha (JA) bezeichnet. Für das Residuum ε_i gelten die gleichen Eigenschaften wie für das Residuum u_j , so dass die Koeffizienten α_i und β_i per OLS bestimmt und übliche Signifikanztests für α_i durchgeführt werden können.

Da das systematische Risiko des Fonds β_i in Gleichung 3 als konstant angenommen wird, ist das Performancemaß α_i zunächst nur zulässig, wenn das Fondsmanagement das systematische Risiko des Fonds über die Zeit nicht verändert und ins-

²⁴ Jensen führt als Beispiel Prognosen des Vorzeichens des Residuums an; vgl. Jensen (1968), S. 393.

²⁵ Vgl. Jensen (1968), S. 393.

besondere keine Timingaktivitäten unternimmt.²⁶ Jensen zeigt im weiteren Verlauf seiner Studie, dass das Jensen Alpha positiv verzerrt wird, wenn das Fondsmanagement über positive Timingfähigkeiten verfügt. Aufgrund dieser Verzerrung argumentiert er, dass das Jensen Alpha die Fondsperformance auch dann korrekt ausweist.²⁷ Diese Position ist in der wissenschaftlichen Literatur wiederholt aufgegriffen und kritisiert worden.²⁸ Kapitel 5 und 6 setzen sich mit der Frage auseinander, inwieweit das Jensen Alpha in der Lage ist, die risikoadjustierte Überschussrendite wiederzugeben, die aus Selektions- und Timingaktivitäten erzielt wurde.

2.3.2 Modelle zur separaten Erfassung von Selektions- und Timingaktivitäten

Bereits vor Jensen schlugen Treynor und Mazuy (TM) ein Modell vor, das eine explizite Erfassung der Timingfähigkeiten von Fondsmanagern ermöglicht.²⁹ Dabei gehen sie davon aus, dass das systematische Risiko des Fonds nicht mehr zeitkonstant ist, sondern aufgrund der Timinginformationen des Fondsmanagements linear von der Überschussrendite des Marktes er_m abhängt:³⁰

$$\beta_{i,t}^{TM} = \beta_i^{TM} + \gamma_i^{TM} er_{m,t} \quad (4)$$

Der Koeffizient β_i^{TM} gibt an, welches systematische Risiko der Fonds aufweist, wenn die Marktüberschussrendite 0 beträgt. Der Koeffizient γ_i^{TM} gibt Richtung und Ausmaß der Abhängigkeit zwischen dem dynamischen systematischen Risiko und der Marktüberschussrendite an: Ist der Wert positiv (negativ), so liegen im untersuchten Fonds Timingaktivitäten vor, die einen Mehrwert (Minderwert) für Fondsinvestoren darstellen. Das Modell der Autoren führt im Kontext eines Renditegenerierungsprozesses der Finanztitel wie in Gleichung 1 zu einem

²⁶ Vgl. Jensen (1968), S. 394.

²⁷ Vgl. Jensen (1968), S. 396.

²⁸ Siehe die in Abschnitt 5.1 zitierte Literatur.

²⁹ Vgl. Treynor und Mazuy (1966).

³⁰ Die Autoren verzichten in ihrer Studie auf eine formale Darstellung ihres Modells. Grundlage dieser und der nächsten Gleichung ist die verbale Beschreibung in Treynor und Mazuy (1966), S. 132–134.

konkaven Zusammenhang zwischen Fonds- und Marktüberschussrenditen. Dieser stellt auch das Performancemodell dar.

$$er_{i,t} = sel_i^{TM} + \beta_i^{TM} er_{m,t} + \gamma_i^{TM} er_{m,t}^2 + \varepsilon_{i,t}^{TM} \quad (5)$$

Die Konstante sel_i^{TM} gibt die Selektionsperformance des Fonds an, also die abnormale Überrendite, die das Fondsmanagement aus Selektionsaktivitäten im Durchschnitt während des Evaluationszeitraums erzielt hat. Die weiteren Koeffizienten entsprechen denen in Gleichung 4. Das Residuum $\varepsilon_{i,t}^{TM}$ erfüllt wiederum die Gauß-Markov-Bedingungen. Das TM-Modell erlaubt so die getrennte Erfassung von Selektions- und Timingaktivitäten.

Einen anderen Ansatz hierfür schlagen Henriksson und Merton (HM) vor: Merton zeigt zunächst, dass bestimmte Timingaktivitäten von Fonds Parallelen zu Optionsstrategien auf das Marktportfolio aufweisen.³¹ Er geht von Timinginformationen des Fondsmanagements aus, die das Vorzeichen der Marktüberschussrendite der nächsten Periode, nicht aber deren Höhe umfassen. Aus der Nutzung dieser Informationen resultiert ein Auszahlungsprofil, das identisch mit dem einer Long-Position im Marktportfolio und einer Long-Position in einer europäischen Verkaufsoption auf das Marktportfolio ist. Diese Option hat eine Laufzeit von einer Periode und einen Ausübungspreis in Höhe von $1 + r_f$, wobei r_f dem risikofreien Zins entspricht. Somit ermöglicht sie es, die Long-Position im Marktportfolio mit der risikolosen Rendite zu verkaufen, sollte die Überschussrendite des Marktes in der nächsten Periode negativ sein. Die unterstellten Timingfähigkeiten des Fondsmanagements führen zu demselben Auszahlungsprofil, da ein rational handelndes Fondsmanagement nur dann im Marktportfolio investiert sein wird, wenn dessen Überschussrendite nicht negativ ist.

Darauf aufbauend entwickeln beide Autoren in einer gemeinsamen Studie ein parametrisches Verfahren zur Messung entsprechender Timingaktivitäten.³² Das systematische Risikos eines Fonds lässt sich im Kontext ihres Modells darstellen als:

$$\beta_{i,t}^{HM} = \beta_i^{HM} + \gamma_i^{HM} I(-er_{m,t} > 0) \quad (6)$$

$I(\cdot)$ ist dabei eine Indikatorfunktion und nimmt den Wert 1 an, wenn die Bedingung in der runden Klammer erfüllt ist, und

³¹ Vgl. Merton (1981).

³² Vgl. Henriksson und Merton (1981).

den Wert 0 falls dies nicht der Fall ist. Das systematische Risiko eines Fonds, der Timingaktivitäten im Sinne des HM-Modells aufweist, beträgt β_i^{HM} in Perioden, in denen die Marktüberschussrendite positiv ist, und $\beta_i^{\text{HM}} + \gamma_i^{\text{HM}}$ in Perioden, in denen die Marktüberschussrendite negativ ist. Erfolgreiche Timingaktivitäten führen somit zu negativen Werten von γ_i^{HM} . Im Kontext des in Gleichung 1 dargestellten Renditegenerierungsprozesses von Finanztiteln ergibt sich das HM-Modell wie folgt:

$$er_{i,t} = sel_i^{\text{HM}} + \beta_i^{\text{HM}} er_{m,t} + \gamma_i^{\text{HM}} \max(0, -er_{m,t}) + \varepsilon_{i,t}^{\text{HM}} \quad (7)$$

Der Koeffizient sel_i^{HM} gibt die Selektionsperformance an. Die Koeffizienten β_i^{HM} und γ_i^{HM} entsprechen denen in Gleichung 6. Die statistischen Eigenschaften des Residuums $\varepsilon_{i,t}^{\text{HM}}$ erlauben annahmegemäß die unverzerrte Schätzung von Gleichung 7 mittels OLS. Der Term $\max(0, -er_{m,t})$ beschreibt das Auszahlungsprofil der oben beschriebenen Verkaufsoption.³³ Ebenso wie das TM-Modell ermöglicht es auch das HM-Modell somit, Selektions- und Timingaktivitäten getrennt zu messen.

2.3.3 Multifaktor-Erweiterungen des Jensen Alphas

Die Darstellung des JA, des TM- und des HM-Modells basieren auf dem CAPM. Dieses hat seit seiner Veröffentlichung sowohl in theoretischer als auch in empirischer Hinsicht starke Kritik erfahren: Ross (1973) entwickelt mit der Arbitrage Pricing Theory (APT) einen allgemeinen Multifaktor-Ansatz zur Bewertung risikobehafteter Finanztitel. Roll (1977) deckt wissenschaftstheoretische Probleme der empirischen Überprüfbarkeit des CAPM auf.³⁴ Diese sind auch relevant für die risikoadjustierten Performancemaße auf Basis des CAPM, wie er später zeigt.³⁵ Neben diesen theoretischen Arbeiten zeigen verschiedene empirische Studien Anomalien in Aktienrenditen auf, die im Widerspruch zum CAPM stehen: So dokumentieren Banz (1981) sowie Huberman und Kandel (1987) einen Zusammenhang zwischen der durchschnittlichen Rendite von Aktien und ihrer Marktkapitalisierung, der nicht durch systematische Risiken erklärbar ist. Ähnliche Anomalien finden Bhandari (1988)

³³ In Henriksson (1984) wird das Modell unter Betrachtung von Timingaktivitäten als Kaufoptionen auf den Markt ausgeführt. Dies hat lediglich formale Konsequenzen.

³⁴ Shanken (1982) dokumentiert vergleichbare Probleme im Kontext der APT.

³⁵ Vgl. Roll (1978), S. 1057 f.

hinsichtlich des Verschuldungsgrades, Rosenberg et al. (1985) hinsichtlich des Verhältnisses zwischen Buchund Marktwert des Eigenkapitals und Basu (1983) im Hinblick auf das Kurs-Gewinn-Verhältnis.

Fama und French erweitern das CAPM zu einem Dreifaktor-Modell,³⁶ welches in der Performancemessung von Aktienfonds weite Verbreitung gefunden hat. Die beiden zusätzlichen Faktoren erfassen den Größeneffekt und die Buch-zu-Marktwert-Anomalie.³⁷ Der Faktor *smb* steht für die Differenz der Renditen eines Portfolios aus Aktien von Unternehmen mit geringer Marktkapitalisierung und der Renditen eines Portfolios aus Aktien von Unternehmen mit hoher Marktkapitalisierung. Der Faktor *hml* stellt die Differenz der Renditen eines Portfolios aus Aktien mit einem hohen Buch-zu-Marktwert-Verhältnis des Eigenkapitals und der Renditen eines Portfolios aus Aktien mit niedrigem Buch-zu-Marktwert-Verhältnis des Eigenkapitals dar. Die den beiden Faktoren zugrunde liegenden Anlagestrategien sind somit selbstfinanzierend. Das JA unter Berücksichtigung der Fama-French-Faktoren ist somit:

$$er_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1i}er_{m,t} + \beta_{2i}smb_t + \beta_{3i}hml_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

Intention des Modells ist, die Ausnutzung dieser Anomalien in der Risikoadjustierung des Fonds abzubilden, so dass sie nicht dem Fondsmanagement als Performance zugerechnet wird. Auf die gleiche Weise motiviert Carhart (1997) sein Faktormodell: Frühere empirische Studien belegen die Existenz einer Momentum-Anomalie, nach der Aktien, deren Rendite in der jüngeren Vergangenheit hoch (niedrig) ausgefallen ist, auch nahe Zukunft eine hohe (niedrige) Rendite aufweisen.³⁸ Um diesen Effekt in der Risikoadjustierung zu berücksichtigen, bildet Carhart einen Faktor *mom* als Differenz der Rendite eines Portfolios aus Aktien mit hoher und der Rendite eines Portfolios aus Aktien mit niedriger Rendite in der jüngeren Vergangenheit. Diese Differenz berücksichtigt er als Momentum-Faktor

³⁶ Vgl. Fama und French (1993), S. 7–10.

³⁷ Die Faktoren werden in Anlehnung an Fama und French auch als SMB-Faktor und HML-Faktor bezeichnet.

³⁸ Vgl. Jegadeesh und Titman (1993).

neben dem Marktindex und den Fama-French-Faktoren bei der Schätzung des JA:³⁹

$$\begin{aligned} er_{i,t} = & \alpha_i + \beta_{1i}er_{m,t} + \beta_{2i}smb_t \\ & + \beta_{3i}hml_t + \beta_{4i}mom_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (9)$$

Dieses Modell ist als Renditegenerierungsprozess und Performancemaß klassischer Aktienfonds weit verbreitet.⁴⁰ Es findet auch im weiteren Verlauf dieser Dissertation durchgehend Verwendung und wird als Fama-French-Carhart-Modell bezeichnet. Berücksichtigt werden darüber hinaus ein Einfaktor-Modell entsprechend dem CAPM und das Dreifaktor-Modell nach Gleichung 8. Weitere Faktormodelle für Aktienfonds, die z. B. zusätzlich Liquiditätsrisiken⁴¹ oder fondsendogene Benchmarkfaktoren⁴² berücksichtigen, werden hier nicht angewandt. Für andere Fondsarten wie Hedgefonds oder Anleihefonds werden heute ebenfalls vermehrt Multifaktor-Modelle herangezogen.⁴³ Da sich diese Dissertation auf Aktienfonds beschränkt, werden diese Ansätze hier nicht weiter diskutiert. Die hier dargestellten Erkenntnisse sind auf diese Fondsarten jedoch übertragbar.

³⁹ Vgl. Carhart (1997), S. 61.

⁴⁰ Vgl. z. B. Daniel et al. (1997), Zheng (1999), Goetzmann et al. (2000), Wermers (2000), Bullen und Busse (2001), Kothari und Warner (2001), Elton et al. (2003), Jones und Shanken (2005), Cohen et al. (2005), Chen und Liang (2007), Kacperczyk und Seru (2007), Mamaysky et al. (2008), Comer et al. (2009).

⁴¹ Vgl. Pástor und Stambaugh (2003).

⁴² Vgl. Hunter et al. (2011).

⁴³ Vgl. z. B. Ackermann et al. (1999), Brown et al. (1999) Fung et al. (2002) sowie Agarwal und Naik (2004) für Hedgefonds oder Blake et al. (1993), Elton et al. (1995), Huij und Derwall (2008) sowie Chen et al. (2010) für Anleihefonds.

Teil II

DIE MARKTPHASENABHÄNGIGKEIT DER SHARPE RATIO

„[The Sharpe ratio is] probably the current most popular measure of risk-adjusted return [...].“

– Modigliani und Modigliani (1997), S. 49.

EINE THEORETISCHE ANALYSE DER SHARPE RATIO

In diesem Kapitel wird die Sharpe Ratio hinsichtlich ihrer Abhängigkeit von der Entwicklung des Gesamtmarkts während der Evaluationsperiode untersucht. Zunächst werden im folgenden Abschnitt die Problemstellung und die weitere Untersuchung dargestellt. Darauf folgt eine Untersuchung der Sharpe Ratio im Kontext linearer Faktormodelle, wie sie in der Kapitalmarkttheorie gängig sind. Diese Untersuchung wird sowohl für einen Einfaktor-Markt als auch für einen Multifaktor-Markt durchgeführt. In beiden Fällen wird ein auf der Sharpe Ratio basierendes Performancemaß vorgestellt, welches frei von Verzerrungen durch Marktphasen ist. Wie bereits erwähnt, basieren die Ausführungen in diesem und dem nächsten Kapitel nach Rücksprache mit dem Promotionsbetreuer und den Koautoren auf dem gemeinsamen Paper Krimm et al. (2012).

3.1 ERLÄUTERUNG DER PROBLEMSTELLUNG UND GANG DER UNTERSUCHUNG

In der wissenschaftlichen Literatur wird die Sharpe Ratio⁴⁴ trotz ihrer Popularität⁴⁵ kontrovers diskutiert: Tiniç und West kritisieren, dass die Sharpe Ratio in Phasen negativer Marktrisikoprämien nicht mehr sinnvoll interpretierbar ist.⁴⁶ Eine spätere Studie zeigt anhand einer nutzentheoretischen Analyse, dass die Wahl des Fonds mit der höchsten Sharpe Ratio auf Bärenmärkten zu suboptimalen Ergebnissen führt.⁴⁷ Zwar lassen sich

⁴⁴ Siehe Abschnitt 2.2

⁴⁵ Vgl. Modigliani und Modigliani (1997), S. 46, und Lo (2002), S. 36.

⁴⁶ Vgl. Tiniç und West (1979), S. 550 f.

⁴⁷ Vgl. Ferruz und Sarto (2004), S. 274 f. In negativen Marktphasen ist der Grenznutzen des Fondsrisikos positiv. Dies widerspricht der Annahme risikoaverser Investoren in der Portfoliotheorie; siehe Abschnitt 2.2.

auch in negativen Marktphasen korrekte Rangfolgen von Fonds anhand von Signifikanztests der Sharpe Ratio bilden,⁴⁸ jedoch ist dieses Vorgehen wenig verbreitet. Die mit der Sharpe Ratio verwandte Appraisal Ratio⁴⁹ wird in gleicher Weise kritisiert.⁵⁰

Die Nicht-Interpretierbarkeit der Sharpe Ratio in negativen Marktphasen wird auch von Sharpe zunächst anerkannt.⁵¹ In einer späteren Arbeit führt er allerdings als Gegenargument an, dass ein Portfolio aus dem Fonds mit der höchsten Sharpe Ratio und einer Investition oder Kreditaufnahme zum risikofreien Zins für jedes beliebige Risikoniveau zu einer höheren Rendite führt als alle alternativen Fondsinvestments.⁵² McLeod und van Vuuren zeigen darüber hinaus, dass die Investition in den Fonds mit der höchsten Sharpe Ratio die Wahrscheinlichkeit maximiert, eine höhere Rendite als den risikofreien Zins zu erzielen.⁵³

Aufgrund dieser Kritik wurden von verschiedenen Autoren Weiterentwicklungen der Sharpe Ratio vorgestellt. Ferruz und Sarto schlagen vor, statt der Differenz von Fondsrendite und risikofreiem Zins das Verhältnis dieser Größen im Zähler der Sharpe Ratio zu berücksichtigen.⁵⁴ Israelsen verwendet das Produkt aus Mittelwert und Standardabweichung der Fondsüberschussrenditen als Sharpe Ratio während negativer Marktphasen.⁵⁵ Chen et al. greifen dieses Vorgehen auf und entwickeln auf dieser Basis ein Performancemaß, welches das Minimum-Varianz-Portfolio anstelle des risikofreien Zinssatzes als Referenz in der Sharpe Ratio heranzieht.⁵⁶ Dowd schlägt eine Weiterentwicklung der Sharpe Ratio vor, die Korrelationen mit weiteren Assets berücksichtigt.⁵⁷ Scholz vergleicht verschiedene Weiterentwicklungen der Sharpe Ratio und kommt zu dem Ergebnis, dass die im Weiteren vorgestellte normalisierte Sharpe

48 Vgl. Jobson und Korkie (1981), S. 891. Opdyke (2007) entwickelt weitere Signifikanztests für Sharpe Ratios.

49 Vgl. Treynor und Black (1973), S. 75.

50 Vgl. Israelsen (2005).

51 Vgl. Sharpe (1974), S. 33 f.

52 Vgl. Sharpe (1998), S. 31.

53 Vgl. McLeod und van Vuuren (2004), S. 18.

54 Vgl. Ferruz und Sarto (2004), S. 275.

55 Vgl. Israelsen (2005), S. 425.

56 Vgl. Chen et al. (2008).

57 Vgl. Dowd (2000).

Ratio⁵⁸ als einzige Variante ein belastbares Ranking von Fonds während negativer Marktphasen erlaubt.⁵⁹

Die vorliegende Arbeit setzt sich intensiv mit bislang nicht behandelten Aspekten der dargestellten Diskussion auseinander. Die Schwerpunkte dabei liegen zum einen in der detaillierten Untersuchung der Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio und zum anderen in der Übertragung der normalisierten Sharpe Ratio auf beliebige Faktorwelten und ihre breite Anwendung. Konkret werden die folgenden Fragen untersucht:

- Wie ist der analytische Zusammenhang zwischen der Sharpe Ratio und den Verteilungsparametern der Marktfaktoren? Welche Verteilungsparameter sind in diesem Zusammenhang und in welchem Umfang relevant? Sind Richtung und Ausmaß der Marktphasenabhängigkeit homogen über verschiedene Fonds? Inwieweit sind Fondsinvestitionsentscheidungen auf Basis der Sharpe Ratio abhängig von der Marktphase während der Evaluationsperiode? Spielt die Modellwelt hierbei eine Rolle?
- Wie lässt sich auf Basis der gewonnenen Erkenntnisse ein Performancemaß entwickeln, das in Bezug auf Marktphaseneinflüsse eine Verbesserung gegenüber der Sharpe Ratio darstellt? Welche Eigenschaften weist dieses Maß auf?
- Sind Marktphasen ein empirisch relevantes Problem? Ist die Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio empirisch relevant? Wie stark ausgeprägt ist der Zusammenhang zwischen Fondseigenschaften und Sharpe Ratio? Welche Auswirkungen ergeben sich aus der Marktphasenabhängigkeit auf Rangfolgebildungen von Fonds? Führt ein hinsichtlich der Marktphasenabhängigkeit verbessertes Performancemaß auf Basis der Sharpe Ratio zu qualitativ anderen Ergebnissen?

Im weiteren Verlauf dieses Kapitels wird im Rahmen der Auseinandersetzung mit diesen Fragen zunächst der Zusammenhang zwischen Marktphase und Sharpe Ratio analytisch aufgezeigt. Die Herleitung basiert auf einer Zerlegung der Sharpe

⁵⁸ Die normalisierte Sharpe Ratio wurde erstmals in einer früheren Version von Krimm et al. (2012) vorgestellt. Diese Version wird in Scholz (2007), S. 348, als Quelle für die normalisierte Sharpe Ratio angegeben.

⁵⁹ Vgl. Scholz (2007).

Ratio unter der Annahme eines klassischen Marktmodells als Generierungsprozess von Fondsüberschussrenditen. Im Sinne einer zugänglichen Darstellung wird dabei anfangs in Anlehnung an das CAPM ein Einfaktor-Modell unterstellt. Die anschließende komparativ-statische Analyse zeigt auf, welche Parameter Ausmaß und Richtung der Marktphasenabhängigkeiten determinieren und wie die Sharpe Ratio auf Veränderungen dieser Parameter reagiert. Anschließend wird die normalisierte Sharpe Ratio als ein marktphasenverzerrungsfreies Performancemaß vorgestellt.

Die analytische Darstellung der Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio und die Vorstellung der normalisierten Sharpe Ratio werden dann im Rahmen eines Mehrfaktor-Modells wiederholt. Im Zusammenhang mit diesem wird ein neues Performancemaß vorgestellt, welches sich aus der Sharpe Ratio ableitet und eine separate Bewertung der durch das Fondsmanagement gewählten Risikoallokation und der aktiven Investmenttätigkeit des Fondsmanagement darüber hinaus erlaubt.

In Kapitel 4 werden die zentralen theoretischen Erkenntnisse empirisch überprüft. Nach der Vorstellung des Fondsdatensatzes werden die verwendeten Marktfaktoren im Hinblick auf Marktphasen untersucht. Anschließend wird die im Theorieteil entwickelte Dekomposition der Sharpe Ratio erstmals empirisch angewandt und deskriptiv ausgewertet. Im Rahmen einer rollierenden Analyse wird gezeigt, wie Schwankungen der Verteilungsparameter des Marktes die gemessene Sharpe Ratio und infolgedessen Fondsinvestitionsentscheidungen auf deren Basis beeinflussen. Beide Untersuchungen werden für die normalisierte Sharpe Ratio wiederholt und die Ergebnisse jeweils verglichen. Dabei zeigt sich, dass die normalisierte Sharpe Ratio frei von Verzerrungen ist, die aus der Marktphase resultieren.

Den Abschluss der empirischen Untersuchung bildet die erstmalige empirische Anwendung des im Theorieteil entwickelten Performancemaßes. Dabei zeigt sich, dass die Risikoallokation eines Fonds wesentlich zu dessen Fondsperformance beiträgt und die Frage ihrer expliziten Messung somit einen wichtigen Aspekt der Performancemessung darstellt.

3.2 DIE SHARPE RATIO IN EINER EINFAKTOR-WELT

3.2.1 *Komponenten der Sharpe Ratio*

Wie in Abschnitt 2.2 gezeigt, ergibt sich die Sharpe Ratio SR_i eines Fonds i als Verhältnis von mittlerer Überschussrendite μ_i und Standardabweichung der Überschussrendite σ_i während des Evaluationszeitraums:

$$SR_i = \frac{\mu_i}{\sigma_i} \quad (10)$$

Mittelwert und Standardabweichung der Fondsüberschussrendite hängen offensichtlich von den Investitionsaktivitäten des Fondsmanagements, insbesondere von dessen Fähigkeiten, ab. Ein Ansatz auf der Basis von Pástor und Stambaugh (2002) erlaubt darüber hinaus, den Einfluss der Marktperiode während der Evaluationsperiode auf die Sharpe Ratio analytisch zu bestimmen. Hierzu wird zunächst unterstellt, dass die Fondsüberschussrendite durch ein lineares Einfaktor-Modell generiert wird. Als Marktfaktor dient in Anlehnung an das CAPM die kontemporäre Überschussrendite des Marktportfolios $er_{m,t}$.

$$er_{i,t} = \alpha_i + \beta_i er_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

Die Konstante α_i gibt die Performance des Fondsmanagements an: Positive (negative) Selektionsfähigkeiten führen zu einem positiven (negativen) Vorzeichen von α_i . Der Koeffizient β_i erfasst das systematische Risiko des Fonds i und ist annahm gemäß konstant. Timingaktivitäten des betrachteten Fonds werden damit ausgeschlossen.⁶⁰ Das Residuum $\varepsilon_{i,t}$ ist unabhängig und identisch normalverteilt mit einem Erwartungswert von 0 und einer Varianz von $\sigma_{\varepsilon,i}^2$. Die Parameter α_i , β_i und $\sigma_{\varepsilon,i}^2$ beschreiben den Renditegenerierungsprozess vollständig; sie werden im Folgenden als fondsspezifische Charakteristika bezeichnet.

In Gleichung 11 lässt sich erkennen, dass die Ausprägungen der Marktüberschussrendite während der Evaluationsperiode

⁶⁰ Die in Kapitel 5 und 6 dargestellte Untersuchung zeigt, dass die Konstante α_i auch im Fall eines vorhandenen Markttimings die Totalperformance des Fonds als Summe der abnormalen Rendite aus Selektions- und Timingaktivitäten faktisch korrekt wiedergibt. Der Koeffizient β_i entspricht dann dem durchschnittlichen systematischen Risiko des Fonds während der Evaluationsperiode.

die Sharpe Ratio beeinflussen. Der konkrete Einfluss der Verteilungsparameter des Marktfaktors wird offensichtlich, wenn man die Verteilungsparameter der Fondsüberschussrendite μ_i und σ_i auf Grundlage von Gleichung 11 ermittelt:

$$\begin{aligned}\mu_i &= \alpha_i + \beta_i \mu_m \\ \sigma_i &= \sqrt{\beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{\varepsilon,i}^2}\end{aligned}$$

Dabei steht μ_m für die erwartete Überschussrendite des Marktportfolios und σ_m^2 für die Varianz der Überschussrendite des Marktportfolios während des Evaluationszeitraums. Folglich kann die Sharpe Ratio des Fonds i wie folgt dargestellt werden:

$$SR_i = \frac{\alpha_i + \beta_i \mu_m}{\sqrt{\beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{\varepsilon,i}^2}} \quad (12)$$

Neben den fondsspezifischen Charakteristika, die durch das Handeln des Fondsmanagements bestimmt werden, hängt die Sharpe Ratio auch von den Verteilungsparametern des Marktfaktors und damit der Marktphase ab. Der Begriff „Marktphase“ bezeichnet dabei nicht nur eine anhaltende Auf- oder Abwärtsbewegung des Marktportfolios – also eine Marktphase in Bezug auf μ_m –, sondern auch Phasen niedriger oder hoher Volatilität der Marktüberschussrenditen.

Zur weiteren Analyse wird die Sharpe Ratio in zwei Komponenten aufgespalten: die Sharpe Ratio der Risikoallokation des Fonds und die Leistung des Fondsmanagements relativ zu dieser Benchmark. Letztere Komponente wird im Folgenden als differenzielle Sharpe Ratio (DSR) bezeichnet.

$$SR_i = \frac{\beta_i \mu_m}{\sqrt{\beta_i^2 \sigma_m^2}} + DSR_i \stackrel{\beta_i > 0}{=} \frac{\mu_m}{\sigma_m} + DSR_i \quad (13)$$

Dabei steht σ_m für die Standardabweichung der Marktüberschussrenditen während der Evaluationsperiode. Im Kontext des hier unterstellten Einfaktor-Modells beschränkt sich die Risikoallokation des Fonds i auf die Frage, in welchem Umfang das Fondsmanagement systematische Risiken eingeht. Somit entspricht die Sharpe Ratio der Risikoallokation des Fonds i der Sharpe Ratio des Marktfaktors, die für alle Fonds innerhalb einer Evaluationsperiode identisch ist.⁶¹ Investitionsentscheidun-

⁶¹ Wie in Gleichung 13 angegeben, gilt dies so nur, wenn der Fonds kein negatives Beta aufweist.

gen auf Basis der Sharpe Ratio und der differenziellen Sharpe Ratio führen in diesem Kontext somit stets zum selben Ergebnis.

Die differenzielle Sharpe Ratio DSR_i spiegelt die Leistung des Fondsmanagements vollständig wider: Ist sie positiv, war das Fondsmanagement in der Lage, die Benchmark unter Berücksichtigung zu schlagen. Umgekehrt zeigt eine negative differenzielle Sharpe Ratio, dass der betreffende Fonds inferior im Vergleich zu einer passiven Investition in den Markt ist. Die Performance eines Fonds ist dabei besser, je höher seine differenzielle Sharpe Ratio ist. Aufgrund der direkten relativen Einordnung eines Fonds gegenüber dem Marktfaktor weist die differenzielle Sharpe Ratio einen höheren Informationsgehalt als die Sharpe Ratio auf.

Gleichung 13 zeigt weiter, dass die Sharpe Ratio des Fonds i ceteris paribus (c. p.) proportional zur Sharpe Ratio des Marktfaktors ist. Die Sharpe Ratio eines Fonds i hängt bereits auf diese Weise von der Marktphase ab. Da die Sharpe Ratio des Marktes jedoch für alle Fonds innerhalb einer gegebenen Evaluationsperiode gleich ist, hat dieser Effekt keine Auswirkungen auf Entscheidung der Fondsinvestoren. Weiterhin sind aus diesem Grund Rangfolgen nach der Sharpe Ratio und der differenziellen Sharpe Ratio stets identisch. Im nächsten Schritt wird anhand der Gleichungen 12 und 13 die eigentliche Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio analytisch aufgezeigt und diskutiert:

$$DSR_i = \frac{\alpha_i}{\underbrace{\sqrt{\beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{\varepsilon,i}^2}}_{\text{gesamtrisikoadjustierte Performance (GRAP)}} + \underbrace{\left(\frac{1}{\sqrt{\beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{\varepsilon,i}^2}} - \frac{1}{\sqrt{\beta_i^2 \sigma_m^2}} \right)}_{\text{Beitrag des unsystematischen Risikos (BUR)}} \beta_i \mu_m \quad (14)$$

Nach Gleichung 14 ergibt sich die differenzielle Sharpe Ratio aus zwei Komponenten: Der erste Summand ist das Verhältnis der Performance α_i zur Volatilität der Überschussrenditen des Fonds. Dies wird im Weiteren als gesamtrisikoadjustierte Performance (GRAP) bezeichnet. Je besser die Performance des Fondsmanagements ist, umso höher sind α_i und auch die ge-

samtrisikoadjustierte Performance sowie die differenzielle Sharpe Ratio. Der zweite Summand wird wesentlich durch das unsystematische Risiko des Fonds bestimmt: Ist der Fonds ausschließlich in das Marktportfolio investiert ($\sigma_{\varepsilon,i}^2 = 0$), nimmt der Term in der runden Klammer in Gleichung 14 den Wert 0 an. Ein aktiv gemanagter Fonds weist hingegen notwendigerweise ein unsystematisches Risiko auf ($\sigma_{\varepsilon,i}^2 > 0$). Der Term in der runden Klammer ist dann negativ und nimmt c. p. mit steigendem unsystematischem Risiko ab. Der zweite Summand in Gleichung 14 wird daher im Folgenden als Beitrag des unsystematischen Risikos (BUR) bezeichnet.

Das Vorzeichen des Beitrags des unsystematischen Risikos hängt dabei von der Risikoallokation und der Marktphase ab: Für klassische Aktienfonds kann eine positive Marktrisikoladung ($\beta_i > 0$) als üblich angesehen werden. Auch die Marktrisikoprämie im Evaluationszeitraum μ_m ist in der Regel positiv.⁶² Der Beitrag des unsystematischen Risikos ist dann negativ, die Sharpe Ratio eines Fonds nimmt dadurch ab. Diese „Strafe“ für das Eingehen unsystematischer Risiken ist ökonomisch plausibel: Da unsystematische Risiken am Kapitalmarkt nicht vergütet werden, ist es aus Investorensicht zunächst nicht vorteilhaft, wenn ein Fondsmanagement das verwaltete Fondsportfolio nicht perfekt diversifiziert. Nur wenn es dem Fondsmanagement gelingt, durch eine gegenüber dem Marktportfolio abweichende Fondszusammensetzung erfolgreiche Selektionstätigkeiten durchzuführen, sind unsystematische Risiken des Fonds ökonomisch gerechtfertigt. Die Dekomposition in Gleichung 14 spiegelt diese Abwägung wider.

3.2.2 Determinanten der Sharpe Ratio

Die Gleichungen 12 und 13 zeigen, dass die Sharpe Ratio in der Einfaktor-Welt von den Verteilungsparametern des Marktes und den fondsspezifischen Charakteristika determiniert wird. Diese Zusammenhänge werden im Folgenden genauer untersucht.⁶³ Dazu werden diese Determinanten einzeln c. p. variiert

⁶² Wäre dies nicht der Fall, würden risikoaverse Investoren keine Aktien halten.

⁶³ Die klassische Sharpe Ratio wird dabei nicht betrachtet, da diese und die differenzielle Sharpe Ratio zu den gleichen Investitionsentscheidungen führen.

und die resultierende differenzielle Sharpe Ratio graphisch dargestellt. Für die nicht variierten Parameter werden jeweils zwei Szenarien betrachtet: Werden Verteilungsparameter des Marktes variiert, erfolgt dies für einen superioren Fonds mit positiver Selektionsperformance und niedrigem unsystematischem Risiko sowie für einen inferioren Fonds mit negativer Selektionsperformance und hohem unsystematischem Risiko. Der Einfluss der fondsspezifischen Charakteristika wird separat für einen Bullen- und einen Bärenmarkt betrachtet, wie aus der folgenden Darstellung ersichtlich wird:

Untersuchter Einfluss	Betrachtete Szenarien
Verteilungs- parameter des Marktes	Superiorer Fonds $\alpha_i = 1 \%, \beta_i = 1, \sigma_{\varepsilon,i}^2 = 0,25 \%$
	Inferiorer Fonds $\alpha_i = -1 \%, \beta_i = 1, \sigma_{\varepsilon,i}^2 = 0,50 \%$
Fondsspezifische Charakteristika	Bullenmarkt $\mu_m = 2 \%, \sigma_m = 5 \%$
	Bärenmarkt $\mu_m = -2 \%, \sigma_m = 5 \%$

Abbildung 1 veranschaulicht den Zusammenhang zwischen differenzieller Sharpe Ratio und der erwarteten Überschussrendite des Marktes. Die Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio ist deutlich zu erkennen: Mit c. p. steigendem μ_m nimmt die differenzielle Sharpe Ratio beider Fonds ab, da der Beitrag des unsystematischen Risikos proportional zu μ_m sinkt. Infolgedessen weist auch der superioren Fonds ab einer Marktrisikoprämie $\mu_m > 2,5 \%$ eine negative differenzielle Sharpe Ratio auf, erscheint also trotz vorhandener positiver Selektionsperformance schlechter als ein passives Investment in den Markt. Umgekehrt wird die differenzielle Sharpe Ratio des inferioren Fonds ab einer Marktrisikoprämie $\mu_m < -1,5 \%$ positiv, obwohl der Fonds keinen ökonomischen Wert für Investoren schafft. Ferner wird deutlich, dass das Ausmaß der Marktphasenabhängigkeit vom unsystematischen Risiko der Fonds abhängt: Die Steigung der entsprechenden Geraden ist für den inferioren Fonds geringer. Ursache hierfür ist das höhere unsystematische Risiko dieses Fonds. Somit führt die Abhängigkeit der differenziellen Sharpe Ratio von der Marktphase nicht nur potentiell zu falschen

Aussagen bzgl. der Vorteilhaftigkeit eines aktiven Fonds im Vergleich zu einer passiven Anlage, sondern wirkt sich auch bei gleicher Evaluationsperiode unterschiedlich auf Fonds aus, wenn diese nicht dasselbe unsystematische Risiko aufweisen.

Die Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio kann so zu suboptimalen Fondsinvestitionsentscheidungen führen: Fonds mit höherer Performance und höherem unsystematischem Risiko weisen in Bullenphasen potentiell eine Sharpe Ratio auf, die niedriger ist als die schlechterer Fonds mit niedrigerem unsystematischem Risiko. Im Gegenzug weisen in Bärenperioden Fonds mit schlechterem α_i und höherem unsystematischem Risiko eine bessere Performance auf als bessere und stärker diversifizierte Fonds. Zusammenfassend lässt sich somit festhalten, dass es mit steigender durchschnittlicher Marktüberschussrendite für ein aktives Fondsmanagement schwieriger wird, eine positive differenzielle Sharpe Ratio zu erzielen. In Phasen positiver Risikoprämien des Marktes sind hierfür nicht eingepreiste Informationen notwendig, in Phasen negativer Risikoprämien des Marktes ist dies jedoch auch dann möglich, wenn das Fondsmanagement nicht in der Lage ist, positive risikoadjustierte Renditen zu erwirtschaften.

Wie Abbildung 2 zeigt, ist eine Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio auch in Bezug auf die Volatilität des Marktes σ_m gegeben. Dabei entscheidet nicht die Höhe des unsystematischen Risikos, sondern dessen Anteil am Gesamtrisiko des Fonds darüber, wie stark der Beitrag des unsystematischen Risikos die differenzielle Sharpe Ratio beeinflusst: Zwar streben beide Komponenten der differenziellen Sharpe Ratio c. p. mit höherer Marktvolatilität gegen 0, jedoch dominiert der Beitrag des unsystematischen Risikos für geringe Werte von σ_m deutlich. Die Vorzeichen beider Komponenten der differenziellen Sharpe Ratio hängen von den Vorzeichen der Performance α_i , der Risikoladung β_i und der durchschnittlichen Markttrisiko­prämie μ_m während der Evaluationsperiode ab. Für beide Komponenten gilt, dass bei positivem (negativem) Vorzeichen der Komponente eine höhere Marktvolatilität σ_m zu einem niedrigeren (höheren) Wert der betreffenden Komponente führt. Sofern beide Komponenten dasselbe Vorzeichen aufweisen, ist der Einfluss der Marktvolatilität auf die differenzielle Sharpe Ratio eindeutig. In Abbildung 2 ist dies für den inferioren Fonds der Fall. Weisen die Komponenten unterschiedliche

Abbildung 1: Erwartungswert der Marktüberschussrendite und differenzielle Sharpe Ratio

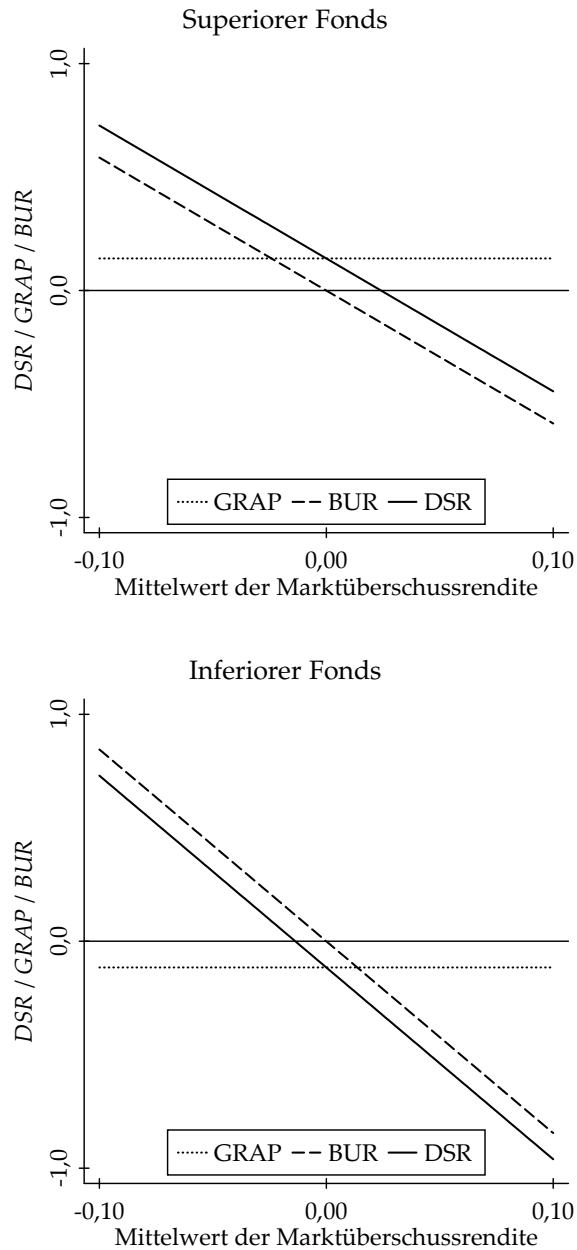


Abbildung 1 zeigt den Zusammenhang zwischen Erwartungswert der Marktüberschussrendite und differenzieller Sharpe Ratio zweier hypothetischer Fonds. Die DSR und ihre Komponenten werden nach Gleichung 14 ermittelt. Der obere Graph zeigt einen superioren Fonds (positives α_i , niedriges $\sigma_{\varepsilon,i}^2$), der untere einen inferioren Fonds (negatives α_i , hohes $\sigma_{\varepsilon,i}^2$). In beiden Graphen sind $\sigma_m = 5\%$ und $\beta_i = 1$ identisch.

Abbildung 2: Volatilität der Marktüberschussrendite und differenzielle Sharpe Ratio

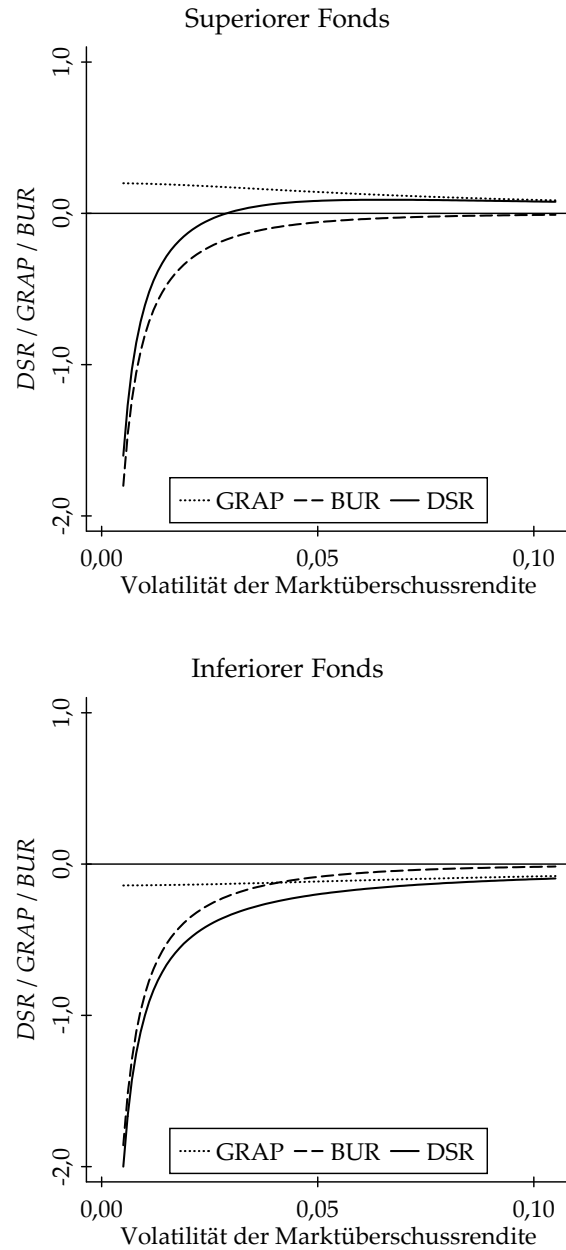


Abbildung 2 zeigt den Zusammenhang zwischen Volatilität der Marktüberschussrendite und differenzieller Sharpe Ratio zweier hypothetischer Fonds. Die DSR und ihre Komponenten werden nach Gleichung 14 ermittelt. Der obere Graph zeigt einen superiorer Fonds (positives α_i , niedriges $\sigma_{\varepsilon,i}^2$), der untere einen inferiorer Fonds (negatives α_i , hohes $\sigma_{\varepsilon,i}^2$). In beiden Graphen sind $\mu_m = 1\%$ und $\beta_i = 1$ identisch.

Vorzeichen auf, entscheiden die weiteren Parameter, in welche Richtung sich die differenzielle Sharpe Ratio verändert. In diesem Fall kann ein Fonds mit positiver (negativer) Selektionsperformance α_i eine negative (positive) differenzielle Sharpe Ratio aufweisen, insbesondere in Phasen geringer Marktvolatilität.

In Abbildung 3 wird der Einfluss der Selektionsperformance α_i auf die differenzielle Sharpe Ratio und ihre Komponenten illustriert. Die Untersuchung wird separat für einen Bullenmarkt mit einer positiven Risikoprämie $\mu_m = 2\%$ und einen Bärenmarkt mit einer negativen Risikoprämie $\mu_m = -2\%$ vorgenommen. Die Parameter Marktvolatilität, systematisches Risiko und unsystematisches Risiko sind jeweils identisch. Da die Selektionsperformance nur die gesamtrisikoadjustierte Performance beeinflusst, wachsen diese und die differenzielle Sharpe Ratio proportional zur Selektionsperformance α_i des Fonds. Der Beitrag des unsystematischen Risikos ist konstant, sein Vorzeichen abhängig von der Marktphase. Auf dem Bullenmarkt wird die differenzielle Sharpe Ratio erst dann positiv, wenn die Selektionsperformance Werte von ca. $0,8\%$ überschreitet. Auf dem Bärenmarkt hingegen weisen Fonds mit einer Selektionsperformance von bis zu $-0,8\%$ noch eine positive differenzielle Sharpe Ratio auf. Auf Basis der Sharpe Ratio kann somit nicht eindeutig beurteilt werden, ob ein aktiver Fonds einen ökonomischen Mehrwert im Sinne von Selektionsinformationen offeriert.

Abbildung 4 zeigt den Einfluss des Marktengagements β_i auf die differenzielle Sharpe Ratio. Dabei fällt zunächst auf, dass der Beitrag des unsystematischen Risikos an der Stelle $\beta_i = 0$ nicht definiert ist und der Graph dort eine Sprungstelle aufweist. Beides gilt als Folge auch für die differenzielle Sharpe Ratio. Die ökonomische Interpretation dieses Sachverhalts ergibt sich aus der Definition der differenziellen Sharpe Ratio: Der ökonomische Wert eines Fonds im Vergleich zu seiner Risikoallokation ist nicht mehr definierbar, wenn der Fonds kein systematisches Risiko aufweist und sich ausschließlich Risikoquellen engagiert, die orthogonal gegenüber dem Marktfaktor sind.

Der weitere Verlauf der Graphen in Abbildung 4 zeigt nochmals, dass die Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio ganz wesentlich vom Anteil des systematischen und des unsystematischen Risikos an der Gesamtvolatilität des Fonds bestimmt

Abbildung 3: Selektionsperformance und differenzielle Sharpe Ratio

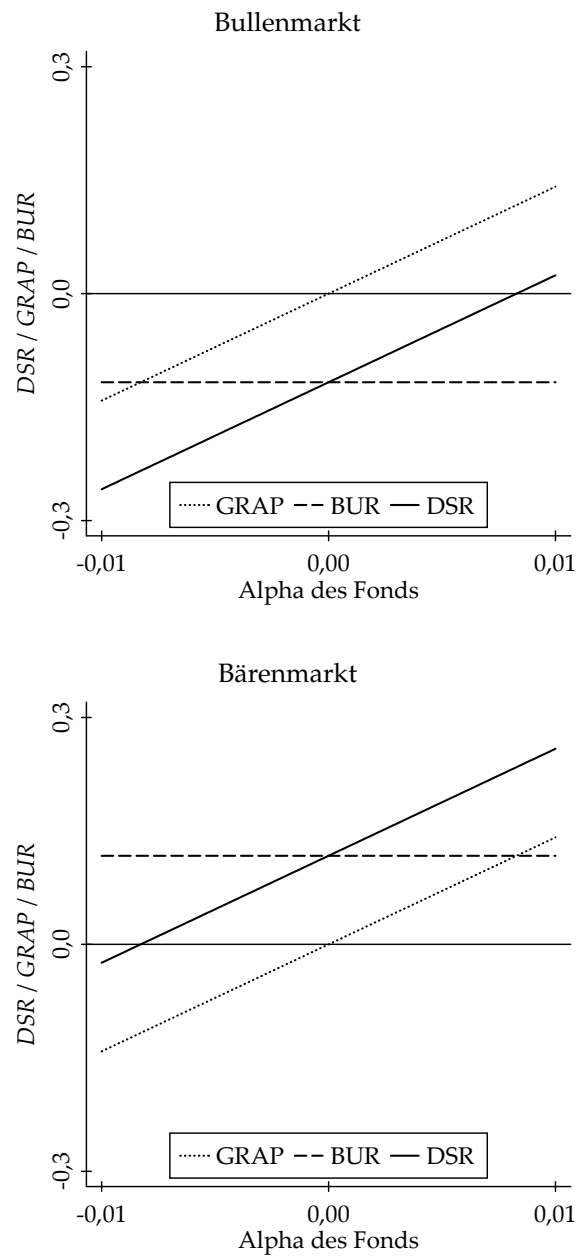


Abbildung 3 zeigt den Zusammenhang zwischen Selektionsperformance und differenzieller Sharpe Ratio zweier hypothetischer Fonds. Die DSR und ihre Komponenten werden nach Gleichung 14 ermittelt. Der obere Graph zeigt einen Bullenmarkt (positives μ_m), der untere einen Bärenmarkt (negatives μ_m). In beiden Graphen sind $\sigma_m = 5\%$, $\beta_i = 1$ und $\sigma_{\varepsilon,i}^2 = 0,25\%$ jeweils identisch.

Abbildung 4: Marktrisiko und differenzielle Sharpe Ratio

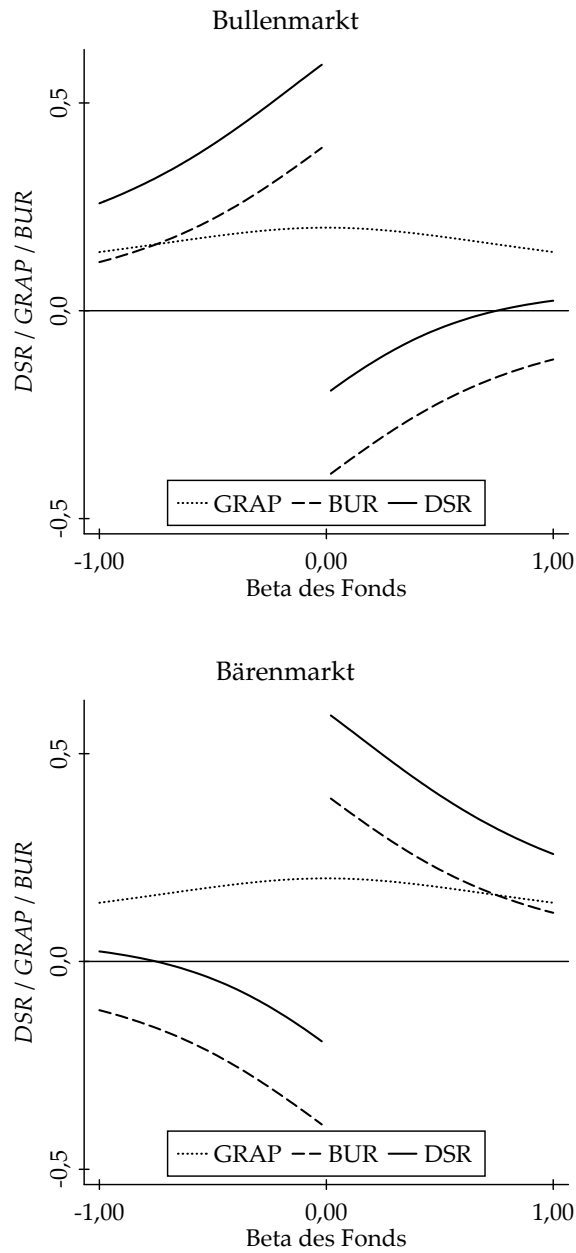


Abbildung 4 zeigt den Zusammenhang zwischen Marktrisiko und differenzieller Sharpe Ratio zweier hypothetischer Fonds. Die DSR und ihre Komponenten werden nach Gleichung 14 ermittelt. Der obere Graph zeigt einen Bullenmarkt (positives μ_m), der untere einen Bärenmarkt (negatives μ_m). In beiden Graphen sind $\sigma_m = 5\%$, $\alpha_i = 1\%$ und $\sigma_{\varepsilon,i}^2 = 0,25\%$ jeweils identisch.

wird.⁶⁴ Zwar nimmt mit steigendem absolutem β_i die gesamtrisikoadjustierte Performance ab, jedoch konvergiert der Beitrag des unsystematischen Risikos gleichzeitig rasch gegen 0, so dass die differenzielle Sharpe Ratio für ein stark positives oder negatives Marktengagement überwiegend durch die erste Komponente geprägt wird. Umgekehrt überwiegt für ein geringes Marktengagement der Beitrag des unsystematischen Risikos. In Abhängigkeit der Vorzeichen der Selektionsperformance, des Marktengagements und der erwarteten Überschussrendite des Marktes kann die differenzielle Sharpe Ratio wieder zu falschen Rückschlüssen über die Leistungsfähigkeit des Fondsmanagements führen.

Abbildung 5 stellt den Zusammenhang zwischen der differenziellen Sharpe Ratio und dem unsystematischen Risiko dar. Perfekt diversifizierte Fonds weisen keine Marktphasenabhängigkeit mehr auf, da der Beitrag des unsystematischen Risikos für diese Fonds stets 0 beträgt. Mit wachsendem unsystematischem Risiko sinkt die gesamtrisikoadjustierte Performance und der Beitrag des unsystematischen Risikos wächst absolut. In Abhängigkeit der Vorzeichen der Selektionsperformance, des Marktengagements und der erwarteten Marktüberschussrendite entwickeln sich beide Komponenten der differenziellen Sharpe Ratio in dieselbe oder aber in unterschiedliche Richtungen. In letzterem Fall zeigt sich wieder, dass sich trotz positiver Selektionsperformance eine negative differenzielle Sharpe Ratio ergeben kann. Unter den gewählten Parametern ist dies im Bullenmarkt für ein unsystematisches Risiko von $\sigma_{\varepsilon,i}^2 > 3,2\%$ gegeben.

Die theoretische Analyse hat bis hierhin gezeigt, dass die Sharpe Ratio eines Fonds nicht nur eine Funktion der fondsspezifischen Charakteristika, sondern auch der Verteilungsparameter des Marktes ist. Konkret konnte in den Komponenten der differenziellen Sharpe Ratio eine wesentliche Abhängigkeit von der erwarteten Marktüberschussrendite festgestellt werden: Die differenzielle Sharpe Ratio ist proportional zu μ_m . Gleichzeitig ist dieser Zusammenhang hochgradig abhängig von der Risikostruktur des Fonds: Die differenzielle Sharpe Ratio von Fonds mit einem hohen Anteil unsystematischer Risiken an der Gesamtvolatilität wird deutlich stärker durch die Marktphase verzerrt, als dies für besser diversifizierte Fonds der Fall ist.

⁶⁴ Siehe auch die Diskussion zu Abbildung 2.

Abbildung 5: Unsystematisches Risiko und differenzielle Sharpe Ratio

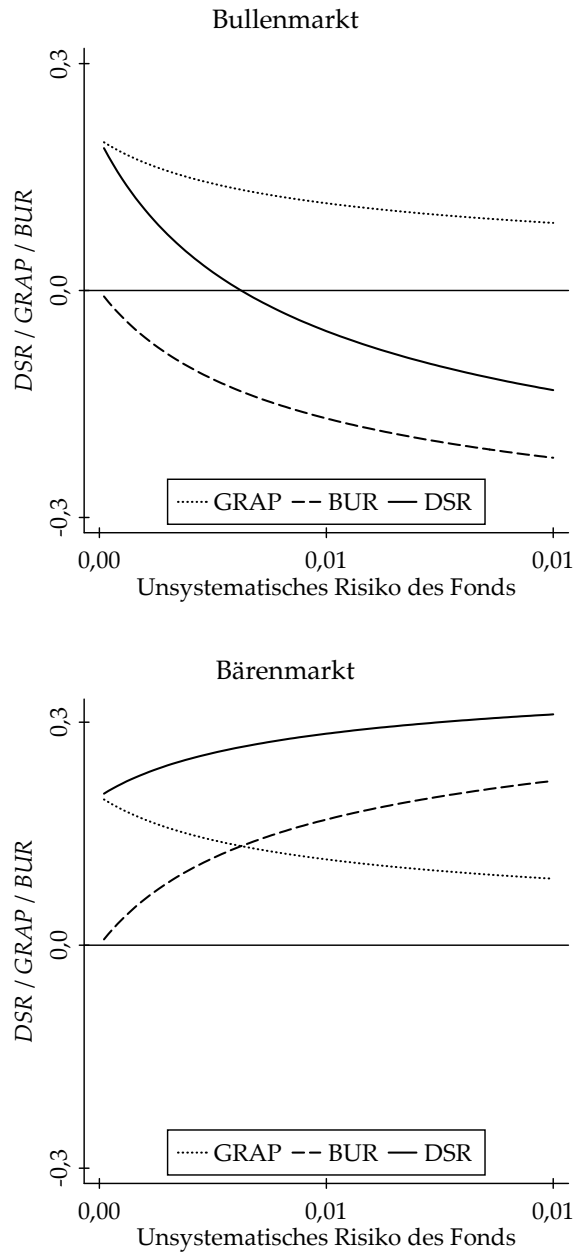


Abbildung 5 zeigt den Zusammenhang zwischen unsystematischem Risiko und differenzieller Sharpe Ratio zweier hypothetischer Fonds. Die DSR und ihre Komponenten werden nach Gleichung 14 ermittelt. Der obere Graph zeigt einen Bullenmarkt (positives μ_m), der untere einen Bärenmarkt (negatives μ_m). In beiden Graphen sind $\sigma_m = 5\%$, $\alpha_i = 1\%$ und $\beta_i = 1$ jeweils identisch.

Die vorangegangene graphische Analyse zeigt schließlich, dass die Vorzeichen der differenziellen Sharpe Ratio und der Selektionsperformance nicht übereinstimmen müssen. Dies führt zu potentiell ökonomisch irrationalen Investitionsentscheidungen auf Basis der Sharpe Ratio. Im folgenden Abschnitt wird daher auf Basis der bisherigen Erkenntnisse ein Performancemaß vorgeschlagen, welches diese Marktphasenabhängigkeit nicht mehr aufweist.

3.2.3 *Die normalisierte Sharpe Ratio als marktphasenunabhängiges Performancemaß*

Pástor und Stambaugh (2002) haben einen Ansatz zur verbesserten Schätzung klassischer Performancemaße wie dem Jensen Alpha oder der Sharpe Ratio entwickelt. Dieser wurde von Krimm et al. (2012) aufgegriffen, um ein marktphasenverzerrungsfreies Performancemaß zu entwickeln, das wesentlich auf der Sharpe Ratio basiert. Im Folgenden wird dieser Vorschlag dargestellt und weiter verallgemeinert. Grundlage ist dabei wieder der in Gleichung 11 angenommene Renditegenerierungsprozess. Dieser erlaubt es, die fondsspezifischen Charakteristika und die Verteilungsparameter des Marktportfolios mittels unterschiedlicher Datenbasen zu schätzen. Erstere werden dabei über den Zeitraum ermittelt, für den eine vollständige und belastbare Fondsrenditehistorie vorliegt. In Abhängigkeit von Fondsalter und Renditefrequenz liegt dieser typischerweise bei wenigen Jahren. Für Marktfaktoren liegen hingegen meist weit größeren Datenbasen vor, auf die Schätzungen der Verteilungsparameter zurückgreifen können. Aus den über einen kürzeren Zeitraum geschätzten fondsspezifischen Charakteristika und den über einen längeren Zeitraum geschätzten Marktverteilungsparametern lässt sich in Anlehnung an Gleichung 12 die normalisierte Sharpe Ratio nSR_i wie folgt ermitteln:

$$nSR_i = \frac{\alpha_i + \beta_i \mu_{Lm}}{\sqrt{\beta_i^2 \sigma_{Lm}^2 + \sigma_{\varepsilon,i}^2}} \quad (15)$$

α_i , β_i und $\sigma_{\varepsilon,i}^2$ bezeichnen die fondsspezifischen Charakteristika, die anhand von Gleichung 11 und der Renditehistorie des Fonds geschätzt wurden. μ_{Lm} und σ_{Lm} sind auf Basis eines umfangreicheren Datensatzes geschätzte Verteilungsparameter der Marktüberschussrendite. Die normalisierte Sharpe

Ratio gibt an, welche Sharpe Ratio der betrachtete Fonds auf Grundlage seiner fondsspezifischen Charakteristika während einer Marktphase erzielen würde, die den langfristigen Schätzern entspricht. Sie lässt sich analog zur originalen Sharpe Ratio aufteilen in die normalisierte Sharpe Ratio der Risikoallokation des Fonds und die normalisierte differenzielle Sharpe Ratio:

$$nSR_i = \frac{\beta_i \mu_{Lm}}{\sqrt{\beta_i^2 \sigma_{Lm}^2}} + nDSR_i \stackrel{\beta_i > 0}{=} \frac{\mu_{Lm}}{\sigma_{Lm}} + nDSR_i \quad (16)$$

Die normalisierte differenzielle Sharpe Ratio $nDSR_i$ gibt an, welche Performance der Fonds mit den gegebenen fondsspezifischen Charakteristika in einer normalen Marktperiode im Vergleich zum Markt aufgewiesen hätte. Da die langfristigen Verteilungsparameter des Marktes μ_{Lm} und σ_{Lm} unabhängig von der Evaluationsperiode des Fonds geschätzt werden, sind normalisierte differenzielle Sharpe Ratios aus unterschiedlichen Evaluationsperioden vergleichbar. Analog zur originalen differenziellen Sharpe Ratio lässt sich die normalisierte fondsspezifische Sharpe Ratio weiter zerlegen:

$$nDSR_i = \underbrace{\frac{\alpha_i}{\sqrt{\beta_i^2 \sigma_{Lm}^2 + \sigma_{\varepsilon,i}^2}}}_{\text{normalisiertes GRAP}} + \underbrace{\left(\frac{1}{\sqrt{\beta_i^2 \sigma_{Lm}^2 + \sigma_{\varepsilon,i}^2}} - \frac{1}{\sqrt{\beta_i^2 \sigma_{Lm}^2}} \right) \beta_i \mu_{Lm}}_{\text{normalisierter BUR}} \quad (17)$$

Die Aufspaltung der normalisierten differenziellen Sharpe Ratio erlaubt es, die unterschiedlichen Grade der Marktphasenabhängigkeit der originalen und der normalisierten Sharpe Ratio aufzuzeigen. Die beiden Komponenten der normalisierten differenziellen Sharpe Ratio entsprechen denen der normalen differenziellen Sharpe Ratio in Gleichung 14: Der erste Summand adjustiert die Selektionsperformance α_i mit der Renditevolatilität, die der Fonds mit den gemessenen Charakteristika β_i und $\sigma_{\varepsilon,i}^2$ in einer normalen Marktperiode erzielt hätte. Die zweite Komponente gibt den Beitrag des unsystematischen Risikos an, die der Fonds in einer solchen Periode aufweisen würde. Die Komponenten werden im Folgenden als normalisiertes Gesamttrisikoadjustierte Performance (nGRAP) und normalisierter Beitrag des unsystematischen Risikos (nBUR) bezeichnet.

3.3 DIE SHARPE RATIO IN EINER MULTIFAKTOR-WELT

3.3.1 Komponenten der Sharpe Ratio

In diesem Abschnitt wird die Annahme eines Einfaktor-Marktes als Generierungsprozess von Fondsüberschussrenditen in Gleichung 11 aufgegeben und stattdessen ein allgemeines Multifaktor-Modell als Renditegenerierungsprozess unterstellt. Anzahl und Art der Marktfaktoren werden nicht weiter spezifiziert. Zur Vereinfachung wird eine Vektordarstellung verwendet.

$$er_{i,t} = \alpha_i + \beta_i' f_t + \varepsilon_{i,t} \quad (18)$$

Der Vektor f_t beinhaltet die Ausprägungen der Marktfaktoren in der Periode t , der Vektor β_i die Faktorladungen des Fonds i gegenüber den Marktfaktoren. Wie im vorigen Abschnitt werden Letztere als statisch aufgefasst und Timingaktivitäten somit ausgeschlossen. Die weiteren Symbole entsprechen jenen aus Gleichung 11. Aus den ersten beiden Momenten der Marktüberschussrendite lässt sich die Sharpe Ratio eines Fonds i unter Annahme des Renditegenerierungsprozesses in Gleichung 18 darstellen als:

$$SR_i = \frac{\alpha_i + \beta_i' \mu_f}{\sqrt{\beta_i' V_f \beta_i + \sigma_{\varepsilon,i}^2}} \quad (19)$$

Der Vektor μ_f repräsentiert die Erwartungswerte der Marktfaktoren während der Evaluationsperiode, die Matrix V_f die Varianz-Kovarianz-Matrix der Marktfaktoren. Analog zu Gleichung 13 wird nun wieder die Sharpe Ratio des Fonds i aufgespalten in die Sharpe Ratio seiner Risikoallokation und seine differenzielle Sharpe Ratio:

$$SR_i = \frac{\beta_i' \mu_f}{\sqrt{\beta_i' V_f \beta_i}} + DSR_i \quad (20)$$

Die erste Komponente dieser Aufspaltung ist die Sharpe Ratio einer passiven, rebalancierten Investition in die Marktfaktoren mit den Faktorladungen des Fonds i . Da davon ausgegangen werden muss, dass verschiedene Fonds unterschiedliche Risikoallokationen β aufweisen, ist diese Komponente in der Multifaktor-Welt nicht mehr für alle Fonds identisch. Dementsprechend weichen Fondsinvestitionsentscheidungen nach der

Sharpe Ratio und der differenziellen Sharpe Ratio nun voneinander ab. Die ökonomische Interpretation der zweiten Komponente DSR_i in Gleichung 20 bleibt davon jedoch unberührt; sie gibt weiterhin an, wie die Leistung des Fondsmanagements relativ zu seiner Risikoallokationen zu beurteilen ist. Dies verdeutlicht die Aufspaltung der differenziellen Sharpe Ratio in der Multifaktor-Welt nochmals:

$$DSR_i = \frac{\alpha_i}{\underbrace{\sqrt{\beta_i' V_f \beta_i + \sigma_{\varepsilon,i}^2}}_{\text{gesamtrisikoadjustierte Performance (GRAP)}} + \underbrace{\left(\frac{1}{\sqrt{\beta_i' V_f \beta_i + \sigma_{\varepsilon,i}^2}} - \frac{1}{\sqrt{\beta_i' V_f \beta_i}} \right) \beta_i \mu_f}_{\text{Beitrag des unsystematischen Risikos (BUR)}} \quad (21)$$

Analog zu Gleichung 14 ergibt sich die differenzielle Sharpe Ratio als Summe aus der gesamtrisikoadjustierten Fondsperformance und dem Beitrag des unsystematischen Risikos. Die gesamtrisikoadjustierte Fondsperformance ist wiederum der Quotient aus der Selektionsperformance α_i und der Volatilität der Fondsüberschussrenditen. Der Beitrag des unsystematischen Risikos hängt erneut vom unsystematischen Risiko des Fonds $\sigma_{\varepsilon,i}^2$, der Faktorallokation β_i und den aktuellen Verteilungsparametern der Marktfaktoren μ_f und V_f ab. Die eigentliche Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio ergibt sich in der Multifaktor-Welt aus der gleichen Argumentation wie in der Einfaktor-Welt: Weist ein Fonds kein unsystematisches Risiko auf ($\sigma_{\varepsilon,i}^2 = 0$), betragen der Term in der runden Klammer und der Beitrag des unsystematischen Risikos 0. Weist ein Fonds hingegen ein unsystematisches Risiko auf, so nimmt der Term in der runden Klammer einen negativen Wert an, der c. p. mit steigendem unsystematischem Risiko abnimmt. Über das Vorzeichen und die Höhe der Marktphase entscheiden dann wieder Marktfaktorallokation und -phase: Ist die Risikoprämie eines Fonds – das Produkt aus Faktorladung β_i und Erwartungswert der Marktfaktoren μ_f – positiv, so kann ein Fonds mit hohem unsystematischem Risiko eine negative differenzielle Sharpe Ratio aufweisen, auch wenn seine risikoadjustierte Performance α_i positiv ist. Umgekehrt kann ein Fonds mit negativer Risikoprämie, z. B. aufgrund einer Bärenphase des

Marktes, eine positive differenzielle Sharpe Ratio aufweisen, obwohl seine gesamtrisikoadjustierte Performance negativ ist.

3.3.2 *Die Bewertung der Risikoallokation in der differenziellen Sharpe Ratio*

Alternativ zu der in Gleichung 20 aufgestellten Definition der DSR besteht in der Multifaktor-Welt die Möglichkeit, die Risikoallokation eines Fonds als Performancekomponente aufzufassen und in der differenziellen Sharpe Ratio zu berücksichtigen. Voraussetzung hierfür ist, dass im Rahmen der Performanceevaluation eine Risikoallokation β^* bestimmt werden kann, welche als Referenz für die evaluierten Fonds dient. Diese Allokation kann z. B. kapitalmarkttheoretisch anhand einer Portfoliooptimierung nach Markowitz (1952) begründet werden, oder sie orientiert sich an einer vom Fondsinvestor bevorzugten Risikoallokation bzw. an der Risikoallokation, die ihm als Opportunität zu einem Fondsinvestment zur Verfügung steht. Die Begründung der konkret gewählten Referenzrisikoallokation β^* ist im Weiteren nebensächlich. Relevant ist lediglich, dass β^* auf demselben Anlageuniversum basiert wie der in Gleichung 18 angenommene Renditegenerierungsprozess.⁶⁵ Die differenzielle Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation DSR_i^* ergibt sich dann als:

$$SR_i = \frac{\beta_i^{*'} \mu_f}{\sqrt{\beta_i^{*'} V_f \beta_i^*}} + DSR_i^* \quad (22)$$

Im Gegensatz zu Gleichung 21 hier nicht mehr die fondsspezifische Risikoallokation β_i , sondern die Referenzrisikoallokation β^* zur Definition der differenziellen Sharpe Ratio verwendet. Ein Ranking nach der Sharpe Ratio SR_i und der differenziellen Sharpe Ratio DSR_i^* führt stets zu identischen Rangfolgen, da der erste Summand in Gleichung 22 für alle Fonds in einer gegebenen Evaluationsperiode identisch ist. In Bezug auf die Sharpe Ratio SR_i weist die differenzielle Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation DSR_i^* wieder den Vorteil auf, dass sie isoliert interpretierbar ist: Ist das Vorzeichen der

⁶⁵ Werden in Risikofaktoren β^* berücksichtigt, die nicht bereits in Gleichung 18 enthalten sind, wird das Fondsmanagement in der Performancemessung systematisch benachteiligt.

DSR_i^* negativ, weist der betrachtete Fonds im Untersuchungszeitraum eine schlechtere Performance auf als die zugrunde gelegte Benchmark. Eine weitere Zerlegung der differenziellen Sharpe Ratio DSR_i^* zeigt, dass diese es erlaubt, den Beitrag der Risikoallokation des Fonds β_i zur gesamten Sharpe Ratio zu quantifizieren:

$$\begin{aligned}
 DSR_i^* = & \underbrace{\left(\frac{\beta_i' \mu_f}{\beta_i' V_f \beta_i} - \frac{\beta^{*'} \mu_f}{\beta^{*'} V_f \beta^*} \right)}_{\text{Beitrag der Risikoallokation (BRA)}} \\
 & + \frac{\alpha_i}{\sqrt{\beta_i' V_f \beta_i + \sigma_{\varepsilon,i}^2}} \\
 & + \left(\frac{1}{\sqrt{\beta_i' V_f \beta_i + \sigma_{\varepsilon,i}^2}} - \frac{1}{\sqrt{\beta_i' V_f \beta_i}} \right) \beta_i \mu_f \quad (23)
 \end{aligned}$$

Der erste Summand in obiger Gleichung ist die Differenz der Sharpe Ratio der Risikoallokation β_i und der Sharpe Ratio der Risikoallokation β^* . Ökonomisch kann dies als differenzielle Sharpe Ratio der Risikoallokation des Fonds gegenüber der gewählten Referenzrisikoallokation interpretiert werden: Ist der Term positiv (negativ), so weist die Risikoallokation des Fonds einen ökonomischen Mehrwert (Minderwert) gegenüber der Referenzrisikoallokation auf. Die Größe wird im Folgenden als Beitrag der Risikoallokation (BRA) bezeichnet. Der zweite und dritte Summand geben wieder die gesamtrisikoadjustierte Performance und den Beitrag des unsystematischen Risikos an. Beide Berechnungen entsprechen denen aus Gleichung 21. Die Aufspaltung der differenziellen Sharpe Ratio DSR_i^* zeigt drei Quellen für die anhand dieses Maßes festgestellte Über- oder Unterperformance auf: die Risikoallokation des Fonds, der gesamtrisikoadjustierte Performance und der Beitrag des unsystematischen Risiko.

Die Frage, welches der beiden Maße DSR_i und DSR_i^* vorzuziehen ist, lässt sich pauschal nicht beantworten. Aus Sicht theoretischer Gleichgewichtsmodelle ist die differenzielle Sharpe Ratio DSR_i entscheidungsrelevant: Die Risikoallokation eines Fonds ist an einem vollkommenen Kapitalmarkt für Fondsinvestoren irrelevant, da diese durch geeignete Gegenpositionen in den Risikofaktoren des Fonds in ihrem privaten Portfolio jede beliebige Risikoallokation realisieren können. Empirische Kapitalmärkte sind jedoch im Regelfall nicht vollkommen. Das

Entscheidungsproblem, dem sich Fondsinvestoren oftmals ausgesetzt sehen, lässt eine Vernachlässigung der im Rahmen des Fondsinvestments eingegangenen Risikoallokation nicht zu, da geeignete Sicherungsinstrumente für diese nicht oder nur unter unverhältnismäßigen Kosten zur Verfügung stehen. Darüber hinaus sind die möglichen Opportunitäten zu einer Fondsinvestition hinsichtlich ihres Umfang und ihrer Komplexität oftmals beschränkt. Die differenziellen Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation DSR_i^* ist in dem Ausmaß vorteilhafter, in dem diese beiden Aspekte zutreffen.

3.3.3 Die normalisierte Sharpe Ratio in einer Multifaktor-Welt

Abschließend wird die in Abschnitt 3.2.3 vorgestellte normalisierte Sharpe Ratio auf die Multifaktor-Welt übertragen. In beiden Fällen entsprechen die ökonomischen Grundlagen der Maße denen der Einfaktor-Welt: Steht zur Schätzung der Verteilungsparameter der Marktfaktoren eine Datenbasis zur Verfügung, die einen deutlich längeren Zeitraum umfasst als die Datenbasis der Fondsrenditen, bietet es sich an, eine normalisierte Sharpe Ratio unter Verwendung dieses zusätzlichen Datenmaterials zu schätzen:

$$nSR_i = \frac{\alpha_i + \beta_i' \mu_{Lf}}{\sqrt{\beta_i' V_{Lf} \beta_i + \sigma_{\varepsilon,i}^2}} \quad (24)$$

Die fondsspezifischen Charakteristika α_i , β_i und $\sigma_{\varepsilon,i}^2$ werden durch Schätzung des Renditegenerierungsprozesses in Gleichung 18 gewonnen, während μ_{Lf} und V_{Lf} Schätzungen der Verteilungsparameter der Marktfaktoren auf Basis eines langfristigen Datensatz repräsentieren. Die daraus resultierende Sharpe Ratio nSR_i entspricht wiederum der Sharpe Ratio, die der Fonds mit den gegebenen Charakteristika in einer normalen Marktphase erzielt. Diese lässt sich analog zur originalen Sharpe Ratio weiter aufspalten:

$$nSR_i = \frac{\beta_i' \mu_{Lf}}{\sqrt{\beta_i' V_{Lf} \beta_i}} + nDSR_i \quad (25)$$

Die normalisierte differenzielle Sharpe Ratio $nDSR_i$ ergibt sich als Differenz der normalisierten Sharpe Ratio und der Sharpe Ratio, die die Risikoallokation des Fonds in einer normalen

Marktphase erzielt hätte. Die weitere Dekomposition erfolgt analog zur bereits vorgestellten differentiellen Sharpe Ratio:

$$\begin{aligned}
 \text{DSR}_i = & \frac{\alpha_i}{\underbrace{\sqrt{\beta_i' \mathbf{V}_{Lf} \beta_i + \sigma_{\varepsilon,i}^2}}_{\text{normalisierte GRAP}}} \\
 & + \underbrace{\left(\frac{1}{\sqrt{\beta_i' \mathbf{V}_{Lf} \beta_i + \sigma_{\varepsilon,i}^2}} - \frac{1}{\sqrt{\beta_i' \mathbf{V}_{Lf} \beta_i}} \right)}_{\text{normalisierter BUR}} \beta_i \mu_{Lf} \quad (26)
 \end{aligned}$$

Die normalisierte differentielle Sharpe Ratio setzt sich aus zwei Komponenten zusammen: der normalisierten gesamtrisikoadjustierten Performance und dem normalisierten Beitrag des unsystematischen Risikos. In beide Komponenten fließen dabei die langfristigen Verteilungsparameter des Marktes μ_{Lf} und $\mathbf{V}_{Lf}$ ein. Die vorgenommene Dekomposition erlaubt es, aufzuzeigen, inwiefern im Rahmen der normalisierten Sharpe Ratio der Einfluss des Beitrags des unsystematischen Risikos auf die differentielle Sharpe Ratio vermindert wurde. Die theoretische Untersuchung hat gezeigt, dass die Sharpe Ratio eines Fonds durch die Verteilungsparameter des Marktes beeinflusst wird. Insbesondere das unsystematische Risiko eines Fonds bestimmt das Ausmaß der Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio. Investitionsentscheidungen auf Basis der Sharpe Ratio werden in unterschiedlichem Maße durch die Marktphase beeinflusst, auch wenn die Evaluationsperiode der analysierten Fonds jeweils identisch ist. Wie ausgeprägt der Zusammenhang zwischen Marktphase und Sharpe Ratio ist, wird im nächsten Kapitel empirisch untersucht.

DIE SHARPE RATIO OFFENER US-AKTIENFONDS

Nachdem im vorigen Kapitel auf analytischem Wege die Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio aufgezeigt wurde, erfolgt nun eine empirische Untersuchung dieser Verzerrung. Dabei liegt ein Schwerpunkt auf der Frage, inwieweit Marktphasen Investitionsentscheidungen auf Basis der Sharpe Ratio beeinflussen. Der Vorstellung der verwendeten Datenbasis und des Untersuchungsaufbaus in den nächsten beiden Abschnitten folgt eine deskriptive Analyse der Sharpe Ratio und ihrer Komponenten. Anschließend werden Sharpe Ratio und normalisierte Sharpe Ratio hinsichtlich ihrer Marktphasenabhängigkeit verglichen. Den Abschluss der empirischen Untersuchungen bildet eine Anwendung der differenziellen Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation.

4.1 VORSTELLUNG DER UNTERSUCHTEN FONDSDATENBASIS

Die untersuchten Fondsrenditehistorien stammen aus der Survivorship-Bias-Free US Mutual Fund Database des Center for Research in Security Prices (CRSP). Die Auswahl der betrachteten Fonds aus der Datenbasis orientiert sich an zwei Aspekten: zum einen am Investmentschwerpunkt der untersuchten Fonds und zum anderen an Umfang und Qualität ihrer jeweiligen Renditehistorie. In Bezug auf den Investmentschwerpunkt wurden Fonds ausgewählt, die ausschließlich in ein breites Spektrum US-amerikanischer Aktien investiert sind.⁶⁶ Die Auswahl erfolgt anhand der Objective Codes der Fonds, die

⁶⁶ Sektorfonds wurden ausgeschlossen, da sie sektorspezifischer Marktfaktoren bedürfen.

Anlageuniversum und Strategie des Fonds wiedergeben.⁶⁷ In Bezug auf die Renditehistorie wurden nur Fonds berücksichtigt, deren tägliche Renditen im Zeitraum vom 04.01.1999 bis 31.12.2009 lückenlos, vollständig und frei von Extremwerten⁶⁸ vorliegen.

Anschließend wurden multiple Anteilsscheine innerhalb der ausgewählten Merkmalsträger aggregiert. Die Praxis, für ein Fondsvermögen verschiedene Klassen von Anteilsscheinen zu emittieren, die sich in Art und Umfang der Gebührenverrechnung unterscheiden, hat nach einer Änderung der aufsichtsrechtlichen Regelungen⁶⁹ seit Ende der 90er Jahre bei US-Publikumsfonds Einzug gehalten.⁷⁰ Die verwendete Datenbasis erfasst nicht Fonds, sondern deren Anteilsscheine als Merkmalsträger. Da sich die Renditehistorien verschiedener Anteilsscheinklassen nur marginal unterscheiden und für einzelne Fonds über 20 Anteilsscheinklassen existieren, müssen multiple Anteilsscheine ausgeschlossen werden, um Verzerrungen in Querschnittsbetrachtungen zu vermeiden. Für jeden Fonds mit multiplen Anteilsscheinklassen wurde nur die älteste Klasse berücksichtigt. Damit verblieben 605 Fonds in der untersuchten Stichprobe.

Die Beschränkung auf Fonds, deren Renditehistorien vollständig während des gesamten Untersuchungszeitraums verfügbar sind, hebt einen wesentlichen Vorteil der CRSP- Fondsdatenbasis auf: die weitgehende Freiheit von Survivorship Bias⁷¹. Im Kontext der Performancemessung führt diese Verzerrung zu einer Überschätzung der durchschnittlichen Perfor-

67 Anhang A beschreibt das nähere Vorgehen.

68 Konkret werden Fonds ausgeschlossen, die Renditebeobachtungen $< -100\%$ oder $> 100\%$ aufweisen.

69 Regel 18f-3 der Securities and Exchange Commission's (SEC) wurde am 10.11.1997 in dieser Hinsicht geändert.

70 Vgl. Lesseig et al. (2002), S. 81. Diese Studie sowie O'Neal (1999) untersuchen das Phänomen kritisch und kommen zu dem Schluss, dass multiple Anteilsscheinklassen und die damit verbundenen Vergütungsstrukturen im Fondsvertrieb letztlich Fondsinvestoren systematisch benachteiligen.

71 Mit diesem Begriff wird eine verzerrte Datenerhebung bezeichnet, bei der ausschließlich die Merkmalsträger berücksichtigt werden, die zu einem bestimmten Zeitpunkt – im Regelfall dem der Datenerhebung – oder über einen bestimmten Zeitraum – im Regelfall dem Untersuchungszeitraum – existiert haben. Merkmalsträger, auf die dieses nicht zutrifft, werden bei der Datenerhebung systematisch vernachlässigt.

mance von Fonds.⁷² Wie Rohleder et al. (2011) zeigen, existiert allerdings keine allgemeingültige Definition des Survivorship Bias, und verschiedene Berechnungsmethoden führen zu signifikant unterschiedlichen Ergebnissen. Darüber hinaus ist diese Verzerrung aus methodischen Gründen oder mangels verzerrungsfreier Daten nicht immer zu vermeiden.⁷³ Empirische Studien der Leistungsfähigkeit der Investmentbranche müssen daher die Existenz eines Survivorship Bias im untersuchten Datensatz und den Umgang mit diesem adressieren. Das Ziel dieser empirischen Studie ist es, die Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio empirisch zu belegen. Aussagen über die Qualität des Managements der untersuchten Fonds sind hier nicht von wesentlichem Interesse. Der vorhandene Survivorship Bias der gewählten Fondsdatenbasis wird daher in Kauf genommen.

Die Beschränkung auf vollständige Renditehistorien erlaubt die Durchführung einer rollierenden Analyse auf Basis eines gleichbleibenden Fondsuniversums. Dies bietet sich an, um die Dynamik der Sharpe Ratio über die Zeit darzustellen. Dazu werden ab dem 04.01.1999 Subsamples von 250 aufeinanderfolgende Handelstagen gebildet, welche jeweils um 25 Handelstage verschoben werden. Innerhalb des Gesamtzeitraums ergeben sich somit 101 rollierende Fenster, für die alle durchgeführten Schätzungen jeweils wiederholt werden. Dies wird im Weiteren als „rollierende Analyse“ oder „rollierende Fenster“ bezeichnet. Wird hingegen der Gesamtzeitraum vom 04.01.1999 bis 31.12.2009 als Datengrundlage herangezogen, wird dies ebenfalls entsprechend angezeigt.

4.2 MARKTPHASEN WÄHREND DES UNTERSUCHUNGSZEITRAUMS

Für den in Gleichung 11 wiedergegebenen Renditegenerierungsprozess wird auf das CAPM, für den in Gleichung 18 wiedergegebenen Prozess auf die Marktfaktorspezifikation von Fama und French (1993) sowie Carhart (1997) zurückgegriffen. Die verwendeten Marktfaktordaten stammen von French (2011) und umfassen vier Marktfaktoren: den wertgewichteten

⁷² Vgl. Brown et al. (1995), Malkiel (1995), Brown und Goetzmann (1995), Elton et al. (1996) und Deaves (2004).

⁷³ Dies trifft z. B. auf Fonds in Schwellenländern zu, vgl. Gottesman und Morey (2007).

Index aller an der New York Stock Exchange (NYSE), der American Exchange (AMEX) und der Börse der National Association of Securities Dealers Automated Quotations (NASDAQ) gehandelten Aktien, einen SMB- und einen HML-Faktor sowie einen Momentum-Faktor. Als risikofreier Zins dienen die täglichen Renditen einmonatiger Treasury Bills. Die weiteren empirischen Untersuchungen werden sowohl in einer Einfaktor-Welt unter Verwendung der Überschussrenditen des CRSP-Index als einzigem Marktfaktor als auch in einer Vierfaktor-Welt unter Verwendung aller genannten Faktoren durchgeführt.

Die Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio kann empirisch nur belegt werden, wenn die Verteilungsparameter der Marktfaktoren über die Zeit schwanken. Es wird daher zunächst untersucht, wie sich diese im Untersuchungszeitraum entwickelt haben. Dabei wird auf die rollierenden Fenster zurückgegriffen, die im vorigen Abschnitt definiert wurden. Abbildung 6 zeigt den Verlauf der Verteilungsparameter über die rollierenden Fenster.

Der Untersuchungszeitraum umfasst den Höhepunkt und das Platzen der Dotcom-Blase, den Aufschwung zu Beginn des neuen Jahrtausends sowie die US-Immobilienkrise und ihre Folgen. Mittelwert und Standardabweichung der Überschussrendite des CRSP-Index zeigen diese Phasen deutlich auf: Im Verlauf der ersten Fenster – dem Ende der Dotcom-Blase – sinkt der Mittelwert massiv. Ab ca. dem 35. Fenster steigt er rapide an, während die Volatilität deutlich sinkt. Die positive Entwicklung während des Aufschwungs zu Beginn des Jahrtausend kehrt sich ungefähr ab dem 75. Fenster um, was den Beginn der US-Finanzkrise infolge der Korrekturen am Immobilienmarkt widerspiegelt. Somit ist deutlich zu sehen, dass dieser Marktfaktor während des Untersuchungszeitraums Marktphasen durchläuft.

Dies gilt auch im Kontext der Multifaktor-Welt: Die Verteilungsparameter der drei weiteren Faktoren schwanken deutlich im Verlauf der rollierenden Fenster. Dabei weisen die Verläufe für den HML- und den MOM-Faktor grundsätzliche Ähnlichkeiten auf, während sich Mittelwert und Standardabweichung des SMB-Faktors in kürzeren Zyklen entwickelt haben. Insgesamt sind Marktphasen aber auch für diese Faktoren eindeutig zu erkennen.

Abbildung 6: Marktphasen während des Untersuchungszeitraumes

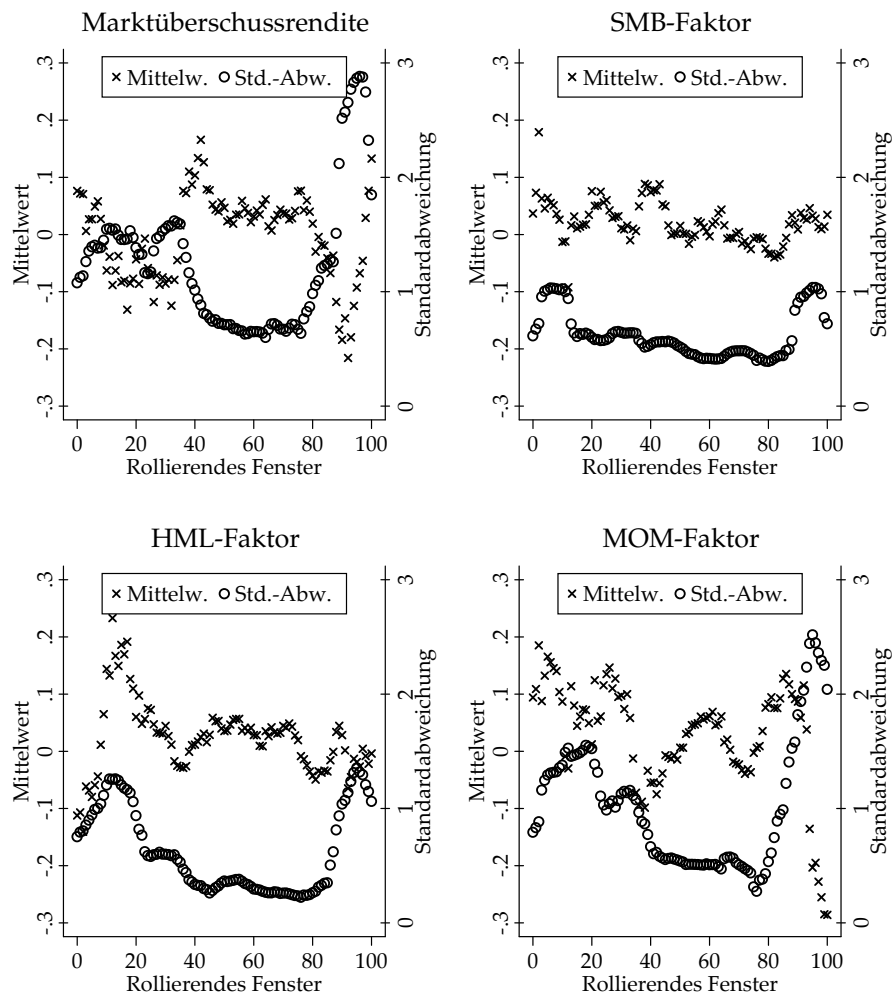


Abbildung 6 zeigt den Verlauf des Mittelwerts und der Standardabweichung des wertgewichteten Aktienindex von CRSP, des SMB-, des HML- und des MOM-Faktors von French (2011) über 101 rollierende Fenster. Beginnend mit dem 04.01.1999 umfassen diese Fenster jeweils 250 aufeinanderfolgende Handelstage und werden jeweils um 25 Handelstage verschoben. Alle Werte sind in Prozent angegeben.

Für die normalisierte Sharpe Ratio werden Verteilungsparameter der Marktfaktoren verwendet, die auf Basis einer langfristigen Datenbasis geschätzt wurden. Hierfür wurde auf Daten von Fama (2011) über den Zeitraum vom 01.07.1963 bis 31.03.2011 zurückgegriffen. Diese können nur zu einer abweichenden normalisierten Sharpe Ratio führen, wenn sich die Verteilungsparameter der Marktfaktoren im Untersuchungszeitraum von den Verteilungsparametern im langfristigen Zeit-

raum unterscheiden. In Tabelle 1 werden deskriptive Statistiken der verwendeten Marktfaktoren für den Untersuchungszeitraum (Panel A) und den langfristigen Zeitraum (Panel B) verglichen.⁷⁴

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken der Marktfaktoren im Untersuchungszeitraum und im langfristigen Zeitraum

Faktor	Mittelw.	Median	Std.-Abw.	Schiefe	Kurtosis
Panel A: Untersuchungszeitraum					
er_m	0,007	0,050	1,379	-0,001	10,03
smb	0,020	0,040	0,649	-0,412	7,41
hml	0,022	0,020	0,734	0,075	7,70
mom	0,016	0,070	1,173	-0,796	9,81
Panel B: Langfristiger Zeitraum					
er_m	0,022	0,050	0,983	-0,533	20,09
smb	0,008	0,030	0,508	-1,203	30,11
hml	0,019	0,010	0,489	0,084	11,26
mom	0,033	0,060	0,701	-1,059	19,50

Tabelle 1 zeigt den Mittelwert, den Median, die Standardabweichung, die Schiefe und die Kurtosis der Überschussrendite des CRSP-Index (er_m), der Fama-French-Faktoren (smb und hml) und des Carhart-Momentum-Faktors (mom). Die deskriptiven Statistiken werden in Panel A für den Untersuchungszeitraum vom 04.01.1999 bis 31.12.2009 und in Panel B für einen langfristigen Zeitraum vom 01.07.1963 bis 31.03.2011 ermittelt. Bis auf Schiefe und Kurtosis sind alle Werte in Prozent angegeben.

Die beiden Zeiträume unterscheiden sich in Bezug auf Lage, Streuung und Gestalt der Verteilungen der Marktfaktoren: Die durchschnittliche Marktüberschussrendite er_m und der Momentum-Faktor fallen im Untersuchungszeitraum niedriger aus, während für die Mittelwerte der Fama-French-Faktoren das Gegenteil der Fall ist. Die Streuung ist im Untersuchungszeitraum durchgehend höher, die Schiefe näher an 0 und die Kurtosis geringer.

In gleicher Weise variieren die Korrelationen der Marktfaktoren zwischen den beiden Zeiträumen, wie Tabelle 2 zeigt: Zwar stimmen die Vorzeichen der Korrelationskoeffizienten in beiden Panels überein, jedoch unterscheiden sie sich deutlich in

⁷⁴ Die Verteilungsparameter in Panel B werden in der empirischen Anwendung der normalisierten Sharpe Ratio in Abschnitt 4.5 verwendet.

der Höhe. Daraus ergeben sich unterschiedlich starke Diversifikationseffekte im systematischen Risiko der Fonds bei gegebener Risikoallokation. Diese führen wiederum zu Unterschieden in der normalisierten Sharpe Ratio und ihren Komponenten im Vergleich zur nicht normalisierten Sharpe Ratio.

Tabelle 2: Korrelation der Marktfaktoren im Untersuchungszeitraum und im langfristigen Zeitraum

Faktor	er_m	smb	hml	mom
Panel A: Untersuchungszeitraum				
er_m	1,000			
smb	−0,014	1,000		
hml	−0,112	−0,178	1,000	
mom	−0,377	0,132	−0,287	1,000
Panel B: Langfristiger Zeitraum				
er_m	1,000			
smb	−0,177	1,000		
hml	−0,303	−0,049	1,000	
mom	−0,123	0,070	−0,191	1,000

Tabelle 2 zeigt Korrelationskoeffizienten der Überschussrendite des CRSP-Index (er_m), der Fama-French-Faktoren (smb und hml) und des Carhart-Momentum-Faktors (mom). Die deskriptiven Statistiken werden in Panel A für den Untersuchungszeitraum vom 04.01.1999 bis 31.12.2009 und in Panel B für einen langfristigen Zeitraum vom 01.07.1963 bis 31.03.2011 ermittelt. Bis auf Schiefe und Kurtosis sind alle Werte in Prozent angegeben.

4.3 DESKRIPTIVE ANALYSE DER UNTERSUCHTEN DATENBASIS

4.3.1 Gruppierung der Fonds nach ihrem unsystematischen Risiko

Wie im vorigen Kapitel gezeigt wurde, hat der Anteil des unsystematischen Risikos an der Volatilität der Überschussrendite eines Fonds (AUR) einen wesentlichen Einfluss darauf, wie stark die Sharpe Ratio dieses Fonds durch die Marktphase verzerrt wird. Der Anteil des unsystematischen Risikos lässt sich ermitteln als $AUR_i = 1 - R_i^2$, wobei R_i^2 das Bestimmtheitsmaß des Fonds i bei der Schätzung seines Renditegenerierungsprozesses ist. Gleichzeitig impliziert die Portfoliotheorie eine Bezie-

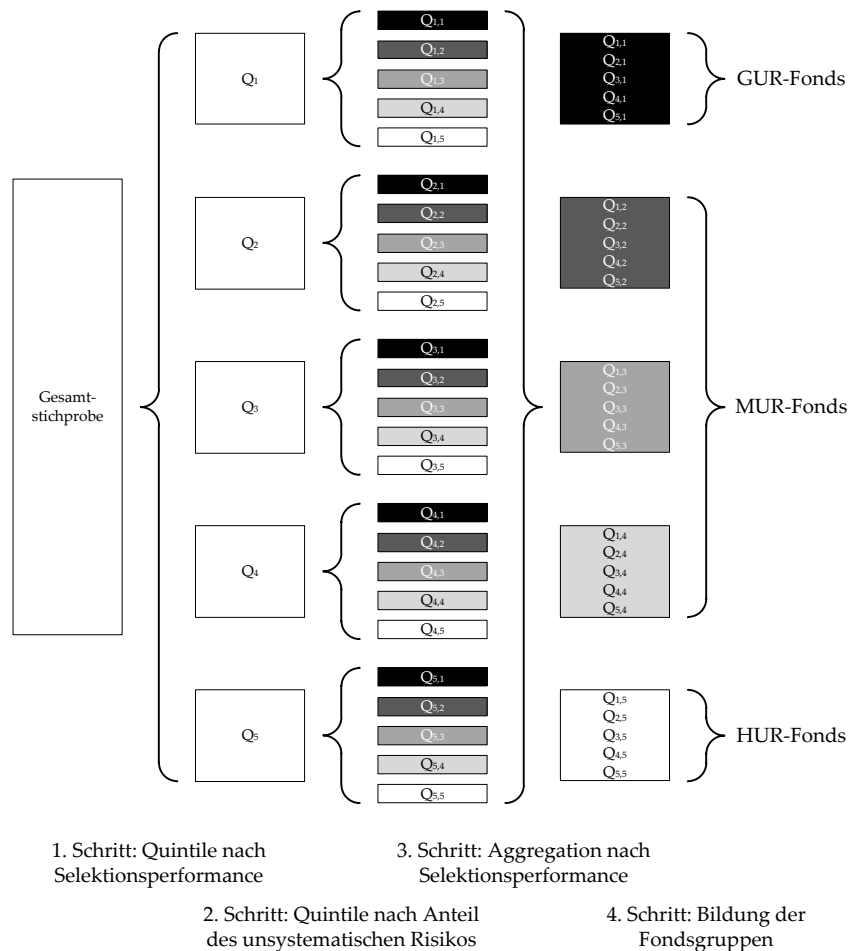
hung zwischen der Selektionsperformance und dem unsystematischen Risiko: Notwendigerweise muss die Zusammensetzung eines aktiv gemanagten Portfolios von der Zusammensetzung des Marktportfolios abweichen.⁷⁵ Aus diesem Grund führt eine Gruppierung der untersuchten Fonds ausschließlich nach dem Anteil des unsystematischen Risikos implizit zu einer Gruppierung nach der Selektionsperformance,⁷⁶ was wiederum die empirischen Ergebnisse der folgenden Untersuchungen verzerren würde.

Um dies zu vermeiden wird ein zweistufiges Gruppierungsverfahren angewandt. In dessen Rahmen wird eine Einteilung der Fonds nach dem Anteil ihres unsystematischen Risikos vorgenommen und gleichzeitig in der Gruppenbildung die durchschnittliche Selektionsperformance der Gruppen kontrolliert. Hierzu werden die Fonds nach Schätzung des Renditegenerierungsprozesses in Gleichung 11 auf Basis des Gesamtzeitraums in Quintile nach der Selektionsperformance α_i unterteilt. In jedem dieser Quintile werden erneut Quintile nach dem Anteil des unsystematischen Risikos AUR gebildet. Von den resultierenden 25 Subgruppen werden nun jeweils die zusammengefasst, die zum selben Quintil nach AUR gehören. Daraus resultieren fünf Gruppen mit unterschiedlichem AUR, die jeweils eine vergleichbare Verteilung der Selektionsperformance aufweisen. Die erste Gruppe beinhaltet Fonds mit geringem unsystematischem Risiko (GUR-Fonds), die letzte Gruppe Fonds mit hohem unsystematischem Risiko (HUR-Fonds). Die verbleibenden drei Gruppen Fonds umfassen Fonds mit einem mittlerem unsystematischem Risiko (MUR-Fonds). Auf diese Gruppen wird in der weiteren empirischen Untersuchung durchgehend Bezug genommen. Abbildung 7 stellt das Vorgehen nochmals dar. Die Gruppierung wird für die Vierfaktorwelt mit den Schätzergebnissen der Gleichung 18 wiederholt. Ferner wird in der rollierenden Untersuchung die Einteilung in jedem Fenster erneut vorgenommen.

⁷⁵ Dieser Zusammenhang führt schließlich zur Appraisal Ratio; vgl. Treynor und Black (1973).

⁷⁶ Die Rangkorrelation zwischen der Selektionsperformance α_i und dem Anteil des unsystematischen Risikos AUR_i beträgt nach Schätzung der Renditegenerierungsprozesse für den Gesamtzeitraum 57,9 % im Einfaktor-Modell und 30,4 % im Vierfaktor-Modell.

Abbildung 7: Gruppierungsverfahren der Fonds nach dem Anteil des unsystematischen Risikos



4.3.2 Charakteristika und Renditeverteilungen der untersuchten Fonds

Im diesem Abschnitt werden die Fondsgruppen deskriptiv untersucht. Das damit verbundene Ziel ist, den Gruppierungsprozess auf mögliche Verzerrungen hinsichtlich der im Rahmen der empirischen Untersuchung relevanten Größen zu untersuchen. Die folgenden Auswertungen basieren auf dem Gesamtzeitraum der Fondsstichprobe. Tabelle 3 zeigt die durchschnittlichen Charakteristika der einzelnen Fondsgruppen in Form der Mittelwerte der Koeffizienten des geschätzten Renditegenerierungsprozesses in Gleichung 11 in der Einfaktor-Welt bzw. Gleichung 18 in der Vierfaktor-Welt.

Wie durch das Gruppierungsverfahren beabsichtigt, unterschei-

Tabelle 3: Fondsspezifische Charakteristika der Fondsgruppen

Fonds	Alpha	Beta β_m	Beta β_{smb}	Beta β_{hml}	Beta β_{mom}	AUR
Panel A: Einfaktor-Welt						
GUR	0,006	0,961				6,75
MUR	0,006	0,968				13,52
HUR	0,006	0,971				23,70
Alle	0,006	0,967				14,28
Panel B: Vierfaktor-Welt						
GUR	0,000	0,980	0,004	0,018	0,009	4,06
MUR	0,001	0,986	0,197	0,050	0,019	8,19
HUR	0,001	0,947	0,329	0,092	0,016	16,24
Alle	0,001	0,977	0,186	0,052	0,017	9,03

Tabelle 3 zeigt das durchschnittliche Alpha, die durchschnittlichen Faktorladungen (Beta) und den durchschnittlichen Anteil des unsystematischen Risikos (AUR) für Fondsgruppen nach unsystematischem Risiko. Die Charakteristika werden durch Schätzung von Gleichung 11 in der Einfaktor-Welt bzw. Gleichung 18 in der Vierfaktor-Welt für jeden Fonds und für den Gesamtzeitraum vom 04.01.1999 bis 31.12.2009 ermittelt. Die Einteilung der Fonds nach dem Anteil des unsystematischen Risikos, kontrolliert um die Selektionsperformance α_i , erfolgt wie in Abschnitt 4.3.1 beschrieben. Alpha und AUR sind in Prozent angegeben.

den sich die drei Gruppen jeweils deutlich in Bezug auf den Anteil des unsystematischen Risikos am Gesamtrisiko, während die Selektionsperformance in vernachlässigbarem Maße schwankt. Aufgrund der höheren Faktoranzahl ist der Anteil des unsystematischen Risikos in der Vierfaktor-Welt jeweils niedriger als in der Einfaktor-Welt. Die Fondsgruppen unterscheiden sich jedoch auch hinsichtlich ihrer Risikoallokation: In der Einfaktor-Welt steigt das durchschnittliche Beta der Fonds geringfügig über die Gruppen hinweg an. In der Vierfaktor-Welt steigen die Sensitivitäten gegenüber den Fama-French-Faktoren mit dem Anteil des unsystematischen Risikos. Diese Unterschiede spiegeln auch die Verteilungseigenschaften der Fondsrenditen wider: Tabelle 4 zeigt deskriptive Statistiken der Zeitreihen der Überschussrenditen der drei Fondsportfolios. Zur Auswertung wurden die Fonds innerhalb der Gruppen zu gleichgewichteten Portfolios zusammengefasst. Mittelwerte und Standardabweichungen der Fondsgruppen-

Tabelle 4: Renditeverteilungseigenschaften der Fondsgruppen

Fonds	Mittelw.	Median	Std.-Abw.	Schiefe	Kurtosis
Panel A: Einfaktor-Welt					
GUR	0,012	0,054	1,331	−0,003	10,48
MUR	0,013	0,062	1,346	−0,063	9,42
HUR	0,013	0,077	1,369	−0,116	8,01
Alle	0,013	0,062	1,345	−0,066	9,32
Panel B: Vierfaktor-Welt					
GUR	0,008	0,049	1,348	0,020	10,16
MUR	0,013	0,067	1,358	−0,063	9,21
HUR	0,016	0,077	1,317	−0,144	8,75
Alle	0,013	0,062	1,345	−0,066	9,32

Tabelle 4 zeigt den Mittelwert, den Median, die Standardabweichung, die Schiefe und die Kurtosis der Überschussrenditen von Fondsgruppen nach unsystematischem Risiko. Die deskriptiven Statistiken werden für gleichgewichtete Portfolios der Fonds der einzelnen Gruppen und den Gesamtzeitraum vom 04.01.1999 bis 31.12.2009 ermittelt. Die Einteilung der Fonds nach dem Anteil des unsystematischen Risikos, kontrolliert um die Selektionsperformance α_i , erfolgt wie in Abschnitt 4.3.1 beschrieben. Mit Ausnahme von Schiefe und Kurtosis sind alle Werte in Prozent angegeben.

Portfolios unterscheiden sich in der Einfaktor-Welt nur marginal. Auch die höheren Momente sind sehr ähnlich, nehmen jedoch über die Fondsgruppen hinweg geringfügig ab. Letzteres gilt auch für die Portfolios in der Vierfaktor-Welt. In dieser variieren die Mittelwerte der Renditen hingegen deutlich;⁷⁷ eine Folge der in Tabelle 3 dargestellten unterschiedlichen durchschnittlichen Faktorladungen. Diese erklären auch die geringere Streuung der Renditen des HUR-Portfolios: Die HUR-Fonds weisen im Durchschnitt die höchsten Ladungen gegenüber den Fama-French-Carhart-Faktoren auf. Da die Marktfaktoren im Untersuchungszeitraum überwiegend negativ korreliert sind,⁷⁸ vermindert diese positive Ladung die Volatilität der Fondsrenditen.

Die deskriptive Analyse ergibt, dass das Gruppierungsverfahren relevante Unterschiede in der Selektionsperformance vermeidet, gleichzeitig aber Unterschiede in Bezug auf die Risi-

⁷⁷ Die Differenzen sind jedoch nicht statistisch signifikant, die p-Werte entsprechender t-Test liegen über 0,1.

⁷⁸ Siehe Panel A in Tabelle 2.

koallokation aufzeigt. Wie der weitere Verlauf der empirischen Untersuchung zeigt, stehen diese jedoch dem empirischen Beleg der Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio nicht im Weg.

4.3.3 Die Sharpe Ratio und ihre Komponenten

In diesem Abschnitt werden die Sharpe Ratio und ihre Komponenten untersucht. Hierfür werden diese auf Einzelfondsebene und für den Gesamtzeitraum berechnet. Tabelle 5 zeigt die Mittelwerte der Sharpe Ratio und ihrer Komponenten für die Fondsgruppen nach unsystematischem Risiko.

Tabelle 5: Mittelwerte der Sharpe Ratio und ihrer Komponenten

Fonds	SR	DSR	GRAP	BUR	Ø-Rang
Panel A: Einfaktor-Welt					
GUR	0,899	0,383	0,400	−0,018	299
MUR	0,873	0,356	0,393	−0,036	303
HUR	0,861	0,345	0,411	−0,066	307
Alle	0,875	0,359	0,398	−0,039	303
Panel B: Vierfaktor-Welt					
GUR	0,548	−0,007	0,005	−0,013	302
MUR	0,896	0,009	0,048	−0,039	300
HUR	1,133	−0,044	0,055	−0,199	311
Alle	0,876	−0,005	0,041	−0,046	303

Tabelle 5 zeigt den Mittelwert der Sharpe Ratio (SR), der differenziellen Sharpe Ratio (DSR), der gesamtrisikoadjustierten Performance (GRAP), des Beitrags des unsystematischen Risikos (BUR) und des Rangs nach der differenziellen Sharpe Ratio (Ø-Rang) von Fondsgruppen nach unsystematischem Risiko. Für jeden Fonds werden die Performancegrößen für den Gesamtzeitraum vom 04.01.1999 bis 31.12.2009 ermittelt und anschließend die Mittelwerte über die Gruppen berechnet. Die Einteilung der Fonds nach dem Anteil des unsystematischen Risikos, kontrolliert um die Selektionsperformance α_i , erfolgt wie in Abschnitt 4.3.1 beschrieben. Mit Ausnahme der mittleren Ränge sind alle Werte in Prozent angegeben.

In der Einfaktor-Welt sind Sharpe Ratio, differenzielle Sharpe Ratio und gesamtrisikoadjustierte Performance über die Fondsgruppen hinweg jeweils nahezu gleich. Lediglich der Beitrag des unsystematischen Risikos unterscheidet sich zwischen den drei Gruppen. Da die differenzielle Sharpe Ratio aber im

Wesentlichen durch die im Betrag höhere gesamtrisikoadjustierte Performance getrieben wird, liegen die durchschnittlichen Ränge der Fondsgruppen nur wenig auseinander. Dieses Ergebnis erklärt sich aus dem Gruppierungsmechanismus der Fonds, der Unterschiede in der Performance α_i kontrolliert.

In der Vierfaktor-Welt variiert die durchschnittliche Sharpe Ratio der Fondsgruppen deutlich. Dies resultiert aus den Unterschieden in den Verteilungseigenschaften der Fondsrenditen, die in Tabelle 4 sichtbar werden: Der mit steigendem Anteil des unsystematischen Risikos höhere Mittelwert und die teilweise sinkende Standardabweichung der Fondsüberschussrenditen führen zu einer höheren Sharpe Ratio. Die Begründung hierfür liegt in der unterschiedlichen durchschnittlichen Risikoallokation der Fondsgruppen. Die mittlere differenzielle Sharpe Ratio und die durchschnittlichen Ränge unterscheiden sich zwischen den Fondsgruppen hingegen kaum. Die Komponenten der differenziellen Sharpe Ratio verlaufen gegenläufig über die Fondsgruppen hinweg: Während die gesamtrisikoadjustierte Performance über die Fondsgruppen hinweg wächst, nimmt der Beitrag des unsystematischen Risikos ab. Die bessere gesamtrisikoadjustierte Performance der HUR-Fonds wird so durch die Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio aufgehoben. Die Signifikanztests der mittleren Sharpe Ratio und ihrer Komponenten in Tabelle 6 bestätigen dies.

In der Einfaktor-Welt existieren zwischen den Fondsgruppen keine signifikanten Differenzen der Sharpe Ratio oder der gesamtrisikoadjustierten Performance. Beides ist durch das Gruppierungsverfahren beabsichtigt. Der Beitrag des unsystematischen Risikos unterscheidet sich in allen Testsituationen statistisch signifikant. Letzteres gilt auch in der Vierfaktor-Welt. Hier wird jedoch auch die H_0 -Hypothese identischer Sharpe Ratio abgelehnt. Dies ist jedoch der unterschiedlichen Risikoallokation der Fonds geschuldet und kein Hinweis auf unterschiedliche durchschnittliche Managementfähigkeiten in den einzelnen Gruppen: Die differenzielle Sharpe Ratio und die gesamtrisikoadjustierte Performance weisen in keinem Fall signifikante Unterschiede auf. Damit führt die gewählte Fondsgruppierung nicht zu relevanten Effekten hinsichtlich der Performance. Gleichzeitig wird sichtbar, dass sich der Beitrag des unsystematischen Risikos im Untersuchungszeitraum zwischen den

Tabelle 6: Signifikanztests der Sharpe Ratio und ihrer Komponenten

Test, H_0	SR	DSR	GRAP	BUR
Panel A: Einfaktor-Welt				
ANOVA, alle gleich	0,943	0,943	0,981	0,000
t-Test, GUR = MUR	0,780	0,780	0,937	0,000
t-Test, GUR = HUR	0,741	0,741	0,926	0,000
t-Test, MUR = LUR	0,902	0,023	0,847	0,000
Panel B: Vierfaktor-Welt				
ANOVA, alle gleich	0,000	0,721	0,791	0,000
t-Test, GUR = MUR	0,000	0,800	0,518	0,000
t-Test, GUR = HUR	0,000	0,657	0,557	0,000
t-Test, MUR = LUR	0,010	0,426	0,926	0,000

Tabelle 6 zeigt p-Werte von Signifikanztests der Mittelwerte der Sharpe Ratio und ihrer Komponenten von Fondsgruppen nach unsystematischem Risiko. Die erste Spalte gibt das Testverfahren und die H_0 -Hypothese an. Für jeden Fonds werden die Performancegrößen für den Gesamtzeitraum vom 04.01.1999 bis 31.12.2009 berechnet und anschließend über die Gruppen gemittelt. Die Einteilung der Fonds nach dem Anteil des unsystematischen Risikos, kontrolliert um die Selektionsperformance α_i , erfolgt wie in Abschnitt 4.3.1 beschrieben.

Fondsgruppen deutlich und statistisch signifikant unterscheidet.

4.4 DIE EMPIRISCHE MARKTPHASENABHÄNGIGKEIT DER SHARPE RATIO

Nach der im vorigen Abschnitt beschriebenen deskriptiven Auswertung wird nun die Kernfrage der empirischen Relevanz der Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio dargestellt. Dazu wird auf eine rollierende Analyse zurückgegriffen.⁷⁹ Diese erlaubt es, Zeitverläufe der Performancegrößen und deren Zusammenhang mit weiteren Variablen zu untersuchen. Um die Untersuchung auf die Marktphasenverzerrung im Beitrag des unsystematischen Risikos zu fokussieren, wird dabei die differenzielle Sharpe Ratio als Performancemaß untersucht: In dieser spiegelt sich vollständig die Marktphasenverzerrung der

⁷⁹ Siehe Abschnitt 4.1 zum Ablauf der rollierenden Analyse.

Sharpe Ratio wider, die fondsindividuell und somit ökonomisch relevant ist.

4.4.1 *Verlauf der differenziellen Sharpe Ratio*

Abbildung 8 stellt den Verlauf der durchschnittlichen differenziellen Sharpe Ratio der Fondsgruppen über die rollierenden Fenster dar. Die durchschnittliche differenzielle Sharpe Ratio entwickelt sich über die rollierenden Fenster bei allen Fondsgruppen sehr ähnlich. Auch lassen sich zwischen der Einfaktor- und der Vierfaktor-Welt keine grundsätzlichen Unterschiede erkennen. Im Detail zeigt die Abbildung aber, dass die differenzielle Sharpe Ratio der HUR-Fonds tendenziell höher (niedriger) als die der anderen Fondsgruppen ausfällt, wenn sie positiv (negativ) ist. Die differenzielle Sharpe Ratio der MUR-Fonds bewegt sich fast durchgehend zwischen der differenziellen Sharpe Ratio der beiden anderen Gruppen. Liegen die durchschnittlichen differenziellen Sharpe Ratios der drei Gruppen um 0, unterscheiden sie sich meist nur geringfügig voneinander.

Auch wenn die Unterschiede in der differenziellen Sharpe Ratio der Fondsgruppen nur gering sind, haben diese doch das Potential, sich massiv auf Fondsinvestitionsentscheidungen auszuwirken. Deutlich wird dies anhand von Abbildung 9, die die durchschnittlichen Ränge der Fondsgruppen nach der differenziellen Sharpe Ratio im Verlauf der rollierenden Fenster zeigt. Die Rangfolgebildung spiegelt hier die Situation eines potentiellen Fondsinvestors wider, der auf Basis der Sharpe Ratio entscheidet, in welche Fonds er investiert. Rang 1 wird dabei für den Fonds mit der höchsten differenziellen Sharpe Ratio in einem rollierenden Fenster vergeben, so dass niedrigere Rangzahlen eine bessere Performance nach der Sharpe Ratio anzeigen.

Die durchschnittlichen Ränge der GUR- und HUR-Fonds in Abbildung 9 verlaufen gegensätzlich. Der Rang der MUR-Fonds liegt fast durchgehend zwischen diesen beiden Gruppen. Dies ist in der Einfaktor- und in der Vierfaktor-Welt der Fall. Die absoluten Rangunterschiede zwischen der GUR- und der HUR-Gruppe betragen dabei mehr als 125 Ränge in der Einfaktor- und mehr als 105 Ränge in der Vierfaktor-Welt. Der Anteil des unsystematischen Risikos hat damit einen enormen Einfluss auf die Performance eines Fonds im Vergleich zu an-

Abbildung 8: Durchschnittliche differenzielle Sharpe Ratio im Zeitverlauf

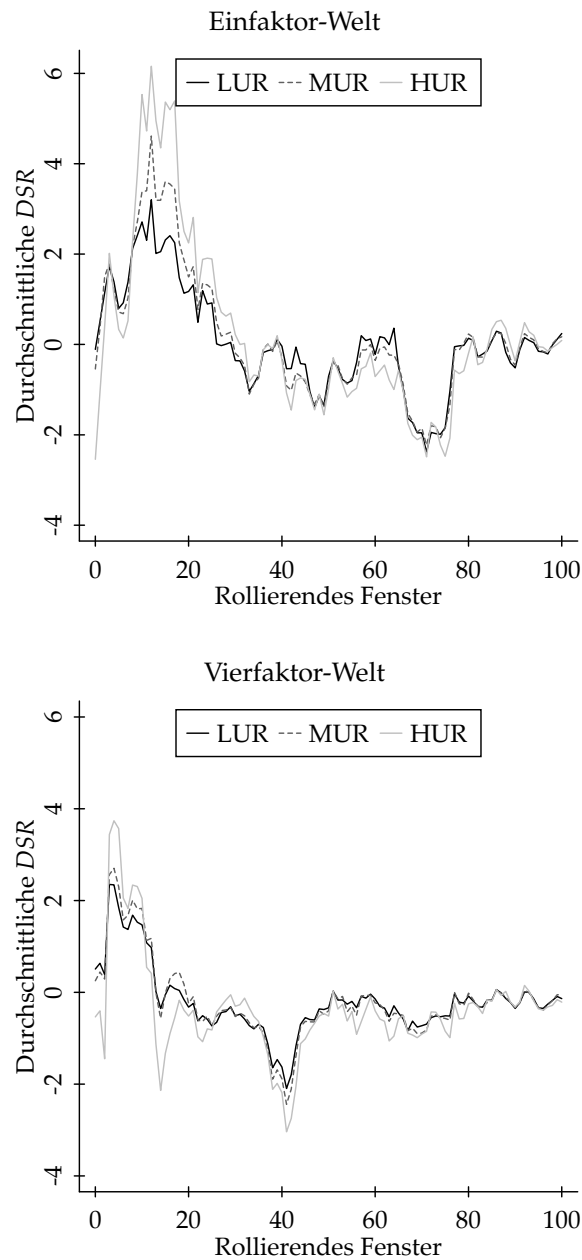


Abbildung 8 zeigt die durchschnittliche differenzielle Sharpe Ratio von Fondsgruppen nach unsystematischem Risiko über 101 rollierende Fenster. Beginnend mit dem 04.01.1999, umfassen diese Fenster 250 aufeinanderfolgende Handelstage und werden jeweils um 25 Handelstage verschoben. Die differenzielle Sharpe Ratio wird für jeden Fonds in jedem Fenster ermittelt. Die Einteilung der Fonds nach dem Anteil des unsystematischen Risikos, kontrolliert um die Selektionsperformance α_i , erfolgt wie in Abschnitt 4.3.1 beschrieben. Alle Werte sind in Prozent angegeben.

Abbildung 9: Durchschnittliche Ränge nach differenzieller Sharpe Ratio im Zeitverlauf

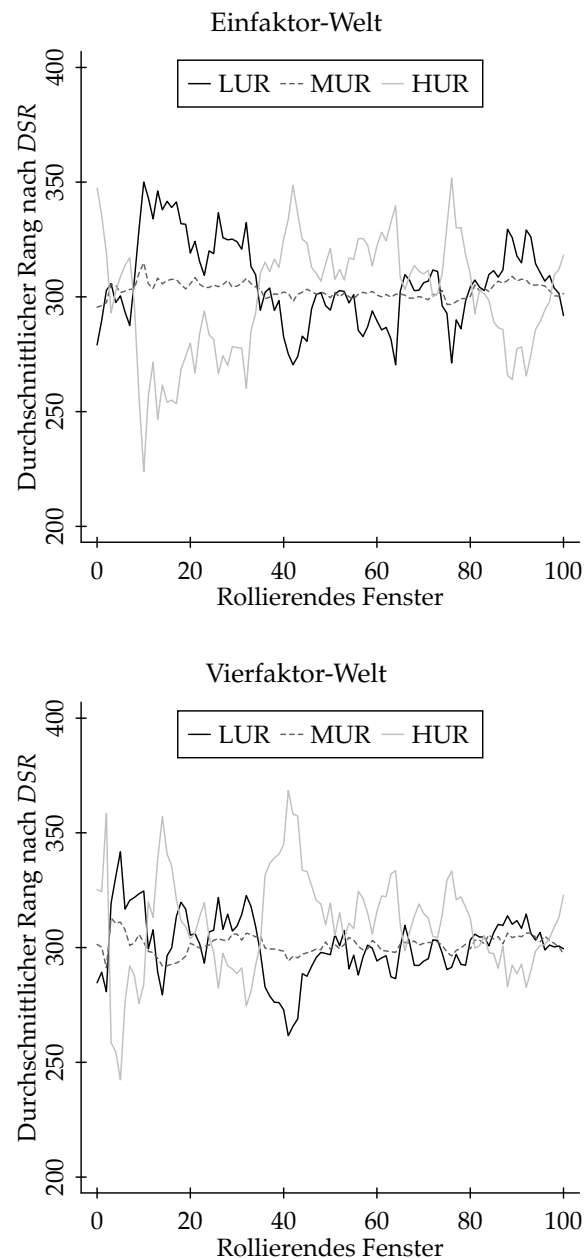


Abbildung 9 zeigt die durchschnittlichen Ränge nach der differentiellen Sharpe Ratio von Fondsgruppen nach unsystematischem Risiko über 101 rollierende Fenster. Beginnend mit dem 04.01.1999, umfassen diese Fenster 250 aufeinanderfolgende Handelstage und werden jeweils um 25 Handelstage verschoben. Die differentielle Sharpe Ratio wird für jeden Fonds in jedem Fenster ermittelt. Anschließend werden die Fonds in jedem Fenster nach der differentiellen Sharpe Ratio gerankt und die durchschnittlichen Ränge der Fondsgruppen berechnet. Die Einteilung der Fonds nach dem Anteil des unsystematischen Risikos, kontrolliert um die Selektionsperformance α_i , erfolgt wie in Abschnitt 4.3.1 beschrieben.

deren Fonds in der gleichen Evaluationsperiode und damit auf Fondsinvestitionsentscheidungen. Im folgenden Abschnitt wird daher untersucht, inwieweit sich dieser Einfluss aus den Verteilungsparametern des Marktes erklären lässt.

4.4.2 Einfluss des Marktes auf die differenzielle Sharpe Ratio

Nun werden die Zusammenhänge zwischen der Phase des Marktindex und der Fondsperformance untersucht. Die Beschränkung auf die Marktphase des ersten Marktfaktors ergibt sich aus dem dominanten Anteil dieses Faktors in der Risikoallokation der untersuchten Fonds.⁸⁰ Abbildung 10 zeigt Streudiagramme des durchschnittlichen Ranges nach der differenziellen Sharpe Ratio gegen die Verteilungsparameter der Marktüberschussrendite er_m .

Die durchschnittlichen Ränge der GUR-Fonds nehmen mit steigender Marktüberschussrendite ab, während für die HUR-Fonds das Gegenteil der Fall ist. Demgegenüber weisen die Ränge der MUR-Fonds in der Einfaktor- und der Vierfaktor-Welt keinen Zusammenhang mit der Marktüberschussrendite auf. Auch in Bezug auf den Zusammenhang zwischen den durchschnittlichen Rängen und der Standardabweichung der Marktüberschussrendite unterscheiden sich die GUR- und die HUR-Fondsgruppen diametral: Während der Rang der GUR-Fonds bis zu einer Standardabweichung von ca. 1,7 % zunimmt, verbessert sich die durchschnittliche relative Performance der HUR-Fonds in diesem Bereich. In Phasen einer höheren Marktvolatilität sind die Ränge der GUR-Fonds im Schnitt höher als die der HUR-Fonds. Die MUR-Fonds liegen unabhängig von der Standardabweichung der Marktüberschussrenditen nahe bei dem Median-Rang 303. Auch hier unterscheiden sich die Einfaktor- und die Vierfaktor-Welt in dieser Hinsicht nicht. Die Abbildungen dokumentieren damit eindeutig, dass Fondsinvestitionsentscheidungen auf Basis der Sharpe Ratio durch Marktphasen massiv verzerrt werden: In Phasen, in denen die Sharpe Ratio des Marktes hoch ist, bevorzugt diese Fonds mit geringem unsystematischem Risiko. Umgekehrt erzielen Fonds mit hohem unsystematischem Risiko eine höhere Sharpe Ratio,

⁸⁰ Siehe Tabelle 3. Für die anderen Marktfaktoren sind die folgenden Abbildungen prinzipiell ähnlich, wobei die Zusammenhänge aber weniger ausgeprägt sind.

Abbildung 10: Durchschnittlichen Rang nach der DSR gegen Verteilungsparameter der Marktüberschussrendite

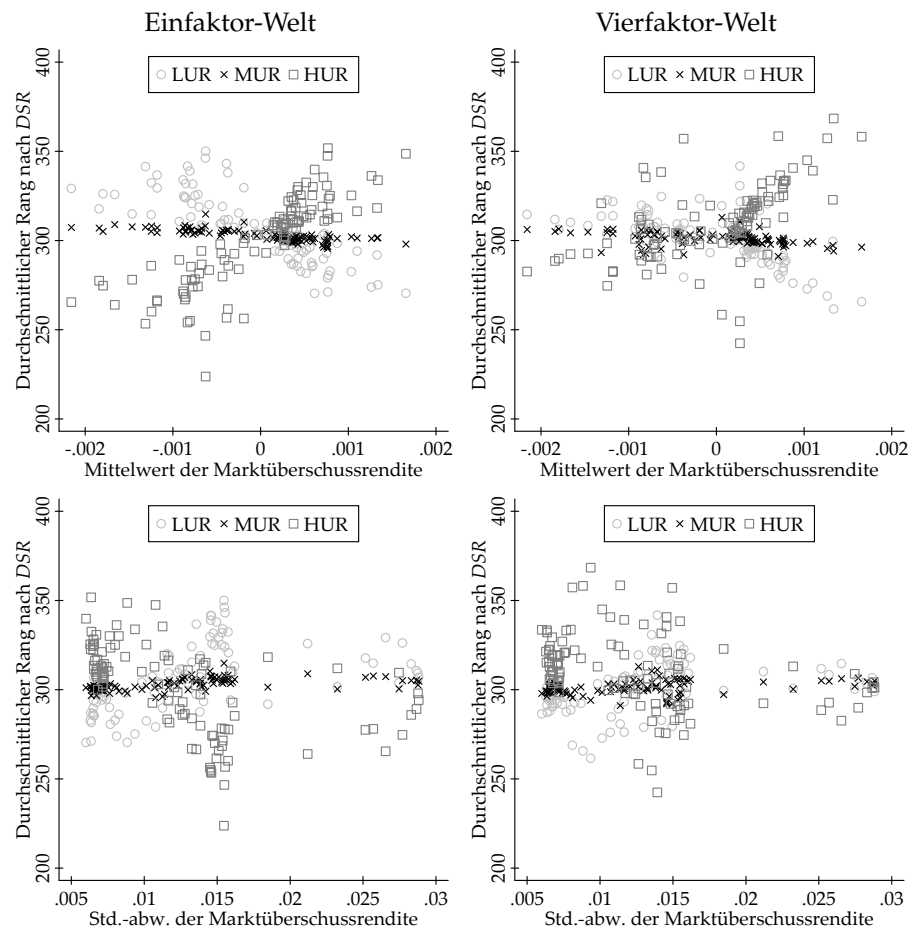


Abbildung 10 zeigt Streudiagramme des durchschnittlichen Ranges nach der differentiellen Sharpe Ratio von Fondsgruppen nach unsystematischem Risiko gegen die durchschnittliche Marktüberschussrendite und die Standardabweichung der Marktüberschussrendite während 101 rollierender Fenster. Beginnend mit dem 04.01.1999, umfassen diese Fenster 250 aufeinanderfolgende Handelstage und werden jeweils um 25 Handelstage verschoben. Die differentielle Sharpe Ratio wird für jeden Fonds in jedem Fenster ermittelt. Anschließend werden die Fonds in jedem Fenster nach der differentiellen Sharpe Ratio gerankt und die durchschnittlichen Ränge der Fondsgruppen berechnet. Die Einteilung der Fonds nach dem Anteil des unsystematischen Risikos, kontrolliert um die Selektionsperformance α_i , erfolgt wie in Abschnitt 4.3.1 beschrieben.

wenn der Mittelwert der Marktüberschussrendite negativ und die Standardabweichung der Marktüberschussrendite hoch ist.

Der in Tabelle 7 dargestellte Vergleich der durchschnittlichen differenziellen Sharpe Ratio und der darauf basierenden Ränge in ausgewählten rollierenden Fenstern zeigt dies nochmals eindeutig. Die ausgewählten Fenster wurden anhand der durchschnittlichen Marktüberschussrendite μ_m innerhalb des Fensters bestimmt. Konkret handelt es sich um die Fenster, in denen die durchschnittliche Marktüberschussrendite μ_m das Maximum (Bullenmarkt, 11.03.2003 bis 05.03.2004), den Median (Medianmarkt, 30.01.2004 bis 26.01.2005) und das Minimum (Bärenmarkt, 27.02.2009 bis 23.02.2009) annimmt.

Tabelle 7: Die differenzielle Sharpe Ratio in Bullen- und Bärenmärkten

Fonds	Bullenmarkt		Medianmarkt		Bärenmarkt	
	DSR	Ø-Rang	DSR	Ø-Rang	DSR	Ø-Rang
Panel A: Einfaktor-Welt						
GUR	-0,535	270	-0,363	301	0,154	329
MUR	-1,015	298	-0,384	302	0,240	307
HUR	-1,452	349	-0,292	308	0,485	265
Alle	-1,010	303	-0,360	303	0,273	303
Panel B: Vierfaktor-Welt						
GUR	-1,795	266	0,025	306	0,008	315
MUR	-2,111	296	0,023	301	0,045	306
HUR	-2,750	358	0,023	305	0,148	283
Alle	-2,180	303	0,023	303	0,059	303

Tabelle 7 zeigt den Mittelwert der differenziellen Sharpe Ratio (DSR) und des Ranges nach der differenziellen Sharpe Ratio (Ø-Rang) von Fondsgruppen nach unsystematischem Risiko für die rollierenden Fenster mit dem Maximum (Bullenmarkt), dem Median (Medianmarkt) und dem Minimum (Bärenmarkt) der durchschnittlichen Marktüberschussrendite μ_m . Die Einteilung der Fonds nach dem Anteil des unsystematischen Risikos, kontrolliert um die Selektionsperformance α_i , erfolgt wie in Abschnitt 4.3.1 beschrieben. Die DSR ist in Prozent angegeben.

Die Fonds sind in Bullenmärkten im Schnitt nicht in der Lage, eine passive Anlage mit identischer Risikoallokation zu schlagen. Während der Bärenphase gelingt ihnen dies hingegen deutlich. Der Vergleich der Fondsgruppen zeigt, dass sich die durchschnittlichen Fondsränge der Gruppen vom Bullen- zum Bärenmarkt vollkommen umkehren. Dementsprechend variiert

auch die differenzielle Sharpe Ratio der Gruppen massiv. In einer Varianzanalyse unterscheiden sich die Durchschnittswerte der differenziellen Sharpe Ratio zwischen den Fondsgruppen im Bullenmarkt und im Bärenmarkt fast durchgehend signifikant, im Medianmarkt hingegen nie. Diese Ergebnisse finden sich sowohl in der Einfaktor- als auch der Vierfaktor-Welt und demonstrieren erneut, dass die Performancemessung auf Basis der Sharpe Ratio hochgradig sensibel auf das Marktklima während der Evaluationsperiode reagiert.

Tabelle 8 schlüsselt die differenzielle Sharpe in den ausgewählten Perioden hinsichtlich ihrer Entstehung aus der gesamtrisikoadjustierten Performance und des Beitrags des unsystematischen Risikos auf. Letzterer verursacht in den extremen Marktperioden die eklatanten Unterschiede in der durchschnittlichen differenziellen Sharpe Ratio der GUR- und der HUR-Fonds, da er mit zunehmendem unsystematischem Risiko ein Mehrfaches der gesamtrisikoadjustierten Performance beträgt. Im Medianmarkt nehmen beide Komponenten ähnliche Beträge an und heben sich teilweise über die Fondsgruppen auf. In der Einfaktor-Welt ist der Einfluss des Beitrags des unsystematischen Risikos und damit die Marktphasenverzerrung größer als in der Vierfaktor-Welt, da in Letzterer aufgrund der zusätzlichen Marktfaktoren die Fonds im Durchschnitt ein geringeres unsystematisches Risiko aufweisen.⁸¹

Die empirische Untersuchung belegt damit die theoretischen Ergebnisse des vorigen Kapitels hinsichtlich der Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio. Insbesondere der zentrale Einfluss des Anteils des unsystematischen Risikos an der Gesamtvolatilität wurde in der Untersuchung der US-Aktienfonds nochmals bestätigt. Auf Basis der Sharpe Ratio getroffene Fondsinvestitionsentscheidungen werden stark durch die Verteilungsparameter des Marktes in der Evaluationsperiode beeinflusst. Dieser Einfluss ist so stark, dass sich Rangfolgen von Fonds auf Basis der Sharpe Ratio zwischen extremen Marktphasen umkehren. Im nächsten Abschnitt wird aufgezeigt, inwieweit die normalisierte Sharpe Ratio frei von Marktphasenabhängigkeit ist.

81 Siehe Tabelle 3

Tabelle 8: Die Komponenten der differenziellen Sharpe Ratio in Bullen- und Bärenmärkten

Fonds	Bullenmarkt		Medianmarkt		Bärenmarkt	
	GRAP	BUR	GRAP	BUR	GRAP	BUR
Panel A: Einfaktor-Welt						
GUR	-0,018	-0,516	-0,281	-0,082	0,087	0,067
MUR	0,140	-1,116	-0,194	-0,189	0,045	0,195
HUR	0,986	-2,438	0,080	-0,372	0,028	0,456
Alle	0,283	-1,294	-0,155	-0,206	0,050	0,223
Panel B: Vierfaktor-Welt						
GUR	-1,539	-0,256	0,075	-0,050	-0,040	0,047
MUR	-1,422	-0,689	0,121	-0,098	-0,058	0,104
HUR	-1,022	-1,728	0,253	-0,230	-0,107	0,255
Alle	-1,362	-0,818	0,139	-0,116	-0,064	0,124

Tabelle 8 zeigt den Mittelwert der gesamtrisikoadjustierten Performance (GRAP) und des Beitrags des unsystematischen Risikos (BUR) von Fondsgruppen nach unsystematischem Risiko für die rollierenden Fenster mit dem Maximum, dem Median und dem Minimum der durchschnittlichen Marktüberschussrendite. Die Einteilung der Fonds nach dem Anteil des unsystematischen Risikos, kontrolliert um die Selektionsperformance α_i , erfolgt wie in Abschnitt 4.3.1 beschrieben. Alle Werte sind in Prozent angegeben.

4.5 EMPIRISCHE ANALYSE DER NORMALISIERTEN SHARPE RATIO

In diesem Abschnitt wird die Performance der Fonds nach der normalisierten Sharpe Ratio untersucht. Der Fokus liegt dabei auf der Frage, inwieweit Fondsinvestitionsentscheidungen auf Basis der normalisierten Sharpe Ratio von Marktphasen beeinflusst werden, insbesondere im Vergleich zur originalen Sharpe Ratio. Die zur Berechnung der normalisierten Sharpe Ratio notwendigen langfristigen Verteilungsparameter μ_{Lm} und σ_{Lm} des Marktindex in der Einfaktor- bzw. μ_{Lf} und V_{Lf} der Marktfaktoren in der Vierfaktor-Welt basieren auf Panel B in Tabelle 1 und Tabelle 2.

4.5.1 Die normalisierte Sharpe Ratio und ihre Komponenten

In Tabelle 9 werden die mittlere normalisierte Sharpe Ratio der einzelnen Fondsgruppen und ihre Komponenten für den Gesamtzeitraum dargestellt. In der Einfaktor-Welt nehmen normalisierte Sharpe Ratio und normalisierte differenzielle Sharpe Ratio mit steigendem unsystematischem Risiko ab, in der Vierfaktor-Welt ist dies nur für Letztere der Fall. Die durchschnittlichen Ränge der Gruppen sind in beiden Welten ähnlich: Mit steigendem Anteil des unsystematischen Risikos verschlechtert sich die relative Performance. Die normalisierte gesamtrisikoadjustierte Performance variiert kaum zwischen den Fondsgruppen, während der normalisierte Beitrag des unsystematischen Risikos über die Gruppen hinweg deutlich abnimmt.

Tabelle 9: Mittelwerte der normalisierten Sharpe Ratio und ihrer Komponenten

Fonds	nSR	nDSR	nGRAP	nBUR	Ø-Rang
Panel A: Einfaktor-Welt					
GUR	2,579	0,388	0,528	−0,140	279
MUR	2,416	0,225	0,498	−0,273	301
HUR	2,233	0,042	0,504	−0,462	331
Alle	2,411	0,219	0,505	−0,286	303
Panel B: Vierfaktor-Welt					
GUR	2,174	−0,084	0,008	−0,091	282
MUR	2,391	−0,139	0,068	−0,207	298
HUR	2,413	−0,364	0,071	−0,435	339
Alle	2,352	−0,175	0,057	−0,231	303

Tabelle 9 zeigt den Mittelwert der normalisierten Sharpe Ratio (nSR), der normalisierten differenziellen Sharpe Ratio (nDSR), der normalisierten gesamtrisikoadjustierten Performance (nGRAP), des normalisierten Beitrags des unsystematischen Risikos (nBUR) und des Rangs nach der normalisierten differenziellen Sharpe Ratio (Ø-Rang) von Fondsgruppen nach unsystematischem Risiko. Für jeden Fonds werden die Performancegrößen für den Gesamtzeitraum vom 04.01.1999 bis 31.12.2009 ermittelt und anschließend die Mittelwerte über die Gruppen berechnet. Die Einteilung der Fonds nach dem Anteil des unsystematischen Risikos, kontrolliert um die Selektionsperformance α_i , erfolgt wie in Abschnitt 4.3.1 beschrieben. Bis auf die mittleren Ränge sind alle Werte in Prozent angegeben.

Tabelle 10: Signifikanztests der normalisierten Sharpe Ratio und ihrer Komponenten

Test, H_0	nSR	nDSR	nGRAP	nBUR
Panel A: Einfaktor-Welt				
ANOVA, alle gleich	0,048	0,048	0,970	0,000
t-Test, GUR = MUR	0,160	0,160	0,806	0,000
t-Test, GUR = HUR	0,014	0,014	0,871	0,000
t-Test, MUR = LUR	0,108	0,108	0,958	0,000
Panel B: Vierfaktor-Welt				
ANOVA, alle gleich	0,097	0,019	0,792	0,000
t-Test, GUR = MUR	0,039	0,530	0,509	0,000
t-Test, GUR = HUR	0,067	0,012	0,573	0,000
t-Test, MUR = LUR	0,831	0,014	0,971	0,000

Tabelle 10 zeigt p-Werte von Signifikanztests der Mittelwerte der normalisierten Sharpe Ratio und ihrer Komponenten von Fondsgruppen nach unsystematischem Risiko. Die erste Spalte gibt das Testverfahren und die H_0 -Hypothese an. Für jeden Fonds werden die Performancegrößen für den Gesamtzeitraum vom 04.01.1999 bis 31.12.2009 berechnet und anschließend über die Gruppen gemittelt. Die Einteilung der Fonds nach dem Anteil des unsystematischen Risikos, kontrolliert um die Selektionsperformance α_i , erfolgt wie in Abschnitt 4.3.1 beschrieben.

Tabelle 10 zeigt die impliziten Irrtumswahrscheinlichkeiten verschiedener Signifikanztests der mittleren normalisierten Sharpe Ratio und ihrer Komponenten. Die H_0 -Hypothese lautet jeweils auf identische durchschnittliche Performancegrößen der einzelnen Gruppen. Die normalisierte Sharpe Ratio und die normalisierte differenzielle Sharpe Ratio unterscheiden sich zwischen den Gruppen überwiegend statistisch signifikant voneinander. Diese Unterschiede resultierten ausschließlich aus dem Beitrag des unsystematischen Risikos, das sich stets hochsignifikant zwischen den Gruppen unterscheidet. Für die Durchschnitte der gesamtrisikoadjustierten Performance kann die H_0 -Hypothese hingegen nicht verworfen werden.

Die normalisierte (differenzielle) Sharpe Ratio ist damit nicht vollkommen frei von Marktphaseneinflüssen. Diese Eigenschaft ist jedoch auch nicht die Intention des Maßes – die ökonomische Logik des Beitrags des unsystematischen Risikos

wurde bereits diskutiert.⁸² Vielmehr verhindert die normalisierte Sharpe Ratio, dass der Marktphaseneinfluss als stochastische Größe Fondsinvestitionsentscheidungen in nicht vorhersehbarer Weise beeinflusst, wie die dynamische Analyse im nächsten Abschnitt zeigt.

4.5.2 *Der Verlauf der normalisierten differenziellen Sharpe Ratio*

Die Dynamik der normalisierten differenziellen Sharpe Ratio wird mittels der rollierenden Analyse untersucht. Abbildung 11 zeigt den Verlauf der durchschnittlichen normalisierten differenziellen Sharpe Ratio der Fondsgruppen über die 101 rollierenden Fenster.

Die Performance der Fonds schwankt dabei deutlich über die Zeit. Diese Veränderungen werden einzig aus den fondsspezifischen Charakteristika getrieben, da die Verteilungsparameter des Marktes in der normalisierten differenziellen Sharpe Ratio in allen Fenstern identisch sind. Dabei sind die Schwankungen in der Vierfaktor-Welt etwas geringer ausgeprägt als in der Einfaktor-Welt – offensichtlich heben sich hier Veränderungen in den Faktorladungen teilweise auf. Die Unterschiede zwischen den Fondsgruppen sind deutlich geringer als in Abbildung 8, die den Verlauf der originalen differenziellen Sharpe Ratio aufzeigt. Insbesondere in der Vierfaktor-Welt weisen die HUR-Fonds nun fast durchgehend eine geringe Performance als die GUR-Fonds auf. Aus Sicht der normalisierten differenziellen Sharpe Ratio waren sie im Vergleich zu den GUR-Fonds nicht in der Lage, Investoren in einer normalen Marktperiode für das eingegangene unsystematische Risiko eine ausreichende Kompensation in Form der Selektionsperformance α_i zu bieten.

Der Verlauf der durchschnittlichen Ränge nach der normalisierten differenziellen Sharpe Ratio über die rollierenden Fenster in Abbildung 12 bestätigt dies: In der Vierfaktor-Welt weisen die HUR-Fonds fast durchgehend höhere und damit schlechtere Ränge auf. In der Einfaktor-Welt ist dies oftmals auch der Fall, jedoch kehren sich die durchschnittlichen Ränge der beiden Gruppen hier um. Der Rang der MUR-Fonds liegt in fast allen Fenstern zwischen dem der GUR- und dem der HUR-Fonds.

82 S. letzter Absatz Abschnitt 3.2.1.

Abbildung 11: Durchschnittliche normalisierte differenzielle Sharpe Ratio im Zeitverlauf

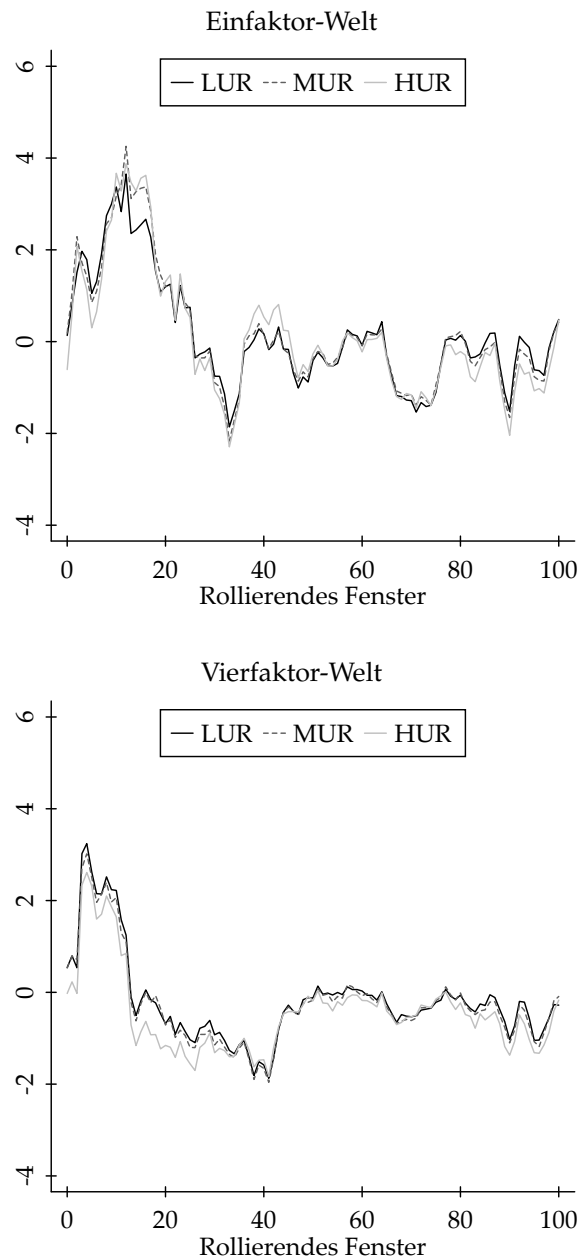


Abbildung 11 zeigt die durchschnittliche normalisierte differenzielle Sharpe Ratio von Fondsgruppen nach unsystematischem Risiko über 101 rollierende Fenster. Beginnend mit dem 04.01.1999, umfassen diese Fenster 250 aufeinanderfolgende Handelstage und werden jeweils um 25 Handelstage verschoben. Die differenzielle Sharpe Ratio wird für jeden Fonds in jedem Fenster ermittelt. Die Einteilung der Fonds nach dem Anteil des unsystematischen Risikos, kontrolliert um die Selektionsperformance α_i , erfolgt wie in Abschnitt 4.3.1 beschrieben. Alle Werte sind in Prozent angegeben.

Abbildung 12: Durchschnittliche Ränge nach normalisierter differenzieller Sharpe Ratio im Zeitverlauf

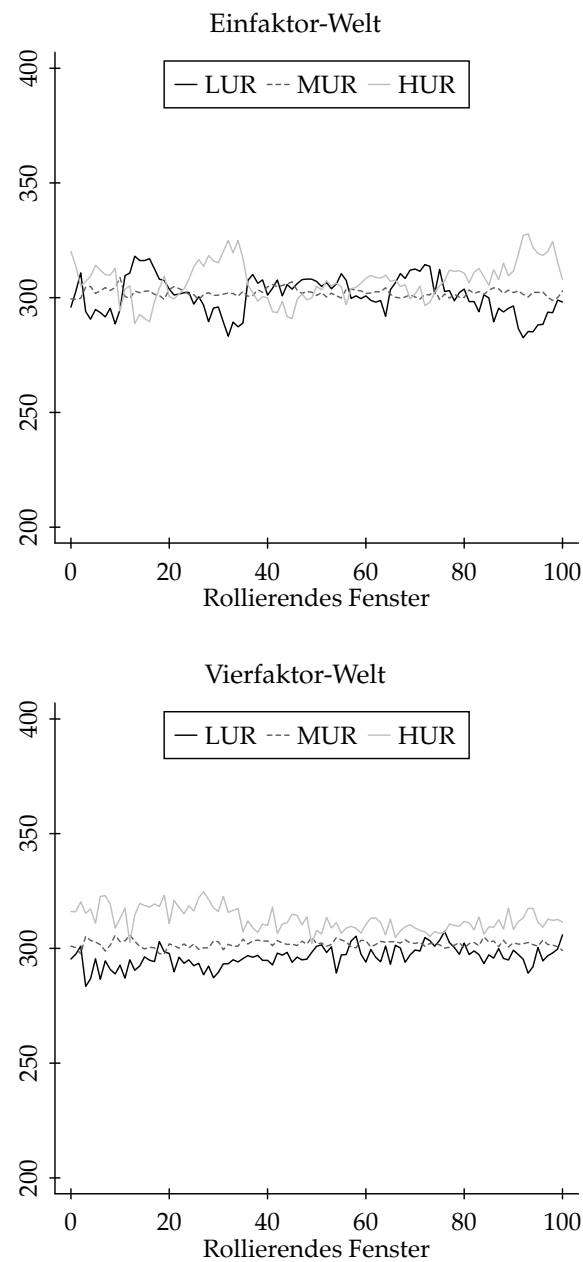


Abbildung 12 zeigt die durchschnittlichen Ränge nach der normalisierten differenziellen Sharpe Ratio von Fondsgruppen nach unsystematischem Risiko über 101 rollierende Fenster. Beginnend mit dem 04.01.1999, umfassen diese Fenster 250 aufeinanderfolgende Handelstage und werden jeweils um 25 Handelstage verschoben. Die differenzielle Sharpe Ratio wird für jeden Fonds in jedem Fenster ermittelt. Die Einteilung der Fonds nach dem Anteil des unsystematischen Risikos, kontrolliert um die Selektionsperformance α_i , erfolgt wie in Abschnitt 4.3.1 beschrieben.

Im Vergleich zu den in Abbildung 9 dargestellten Rängen nach der originalen differenziellen Sharpe Ratio schwanken die Durchschnittsränge im Zeitverlauf nun deutlich weniger. Die Differenzen zwischen GUR- und HUR-Fonds sind weitgehend verschwunden, auch wenn die Tendenz zu einer gegenläufigen Entwicklung weiterhin besteht. Damit zeigt die dynamische Untersuchung, dass die normalisierte differenzielle Sharpe Ratio deutlich weniger zeitabhängig ist als die ursprüngliche differenzielle Sharpe Ratio. Im nächsten Abschnitt wird abschließend untersucht, inwieweit eine Marktphasenabhängigkeit der normalisierten Performance noch nachweisbar ist.

4.5.3 *Der Zusammenhang zwischen normalisierter Sharpe Ratio und Marktphasen*

Abbildung 13 zeigt Streudiagramme des durchschnittlichen Ranges nach der normalisierten differenziellen Sharpe Ratio gegen die Verteilungsparameter der Marktüberschussrendite.⁸³ Die Streudiagramme zeigen, dass Fondsinvestitionsentscheidungen auf Basis der normalisierten differenziellen Sharpe Ratio nicht mehr durch die Verteilungsparametern der Marktüberschussrendite verzerrt werden: Unabhängig von der Ausprägung von Mittelwert und Standardabweichung der Marktüberschussrendite weisen die GUR-Fonds ein besseres durchschnittliches Ranking als die anderen Gruppen auf. Von diesen liegen die MUR-Fonds wieder fast durchgehend zwischen den anderen beiden Gruppen. Unabhängig von der Frage, ob die normalisierte differenzielle Sharpe Ratio damit korrekt die leistungsfähigsten Fonds identifiziert, ist ihre Rangfolgebildung nicht mehr abhängig von der Marktphase während des Evaluationszeitraums.

4.6 DIFFERENZIELLE SHARPE RATIO UND RISIKOALLOKATION

Den Abschluss dieser empirischen Untersuchung bildet eine Analyse der differenziellen Sharpe Ratio unter Berücksichti-

⁸³ Auf die Darstellung entsprechender Abbildungen für die weiteren Marktfaktoren wurde aus Platzgründen verzichtet.

gung der Risikoallokation DSR^* in der Vierfaktor-Welt.⁸⁴ Als Referenzrisikoallokation β_i^* wird dabei ein ausschließliches Investment in den Marktindex angenommen. Dies entspricht der Situation eines Privatanlegers, der nicht in der Lage ist, die Anlagestrategien der Fama-French- und Carhart-Faktoren nachzubilden.

Tabelle 11 zeigt Mittelwerte der differenziellen Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation und ihrer Komponenten für die Fondsgruppen und die Gesamtstichprobe. Über den Gesamtzeitraum der Fondsstichprobe waren die Fonds im Gruppendurchschnitt jeweils in der Lage, mittels ihrer Risikoallokationen einen Mehrwert gegenüber einem ausschließlichen Investment in den Marktindex zu erzielen. Dieser Mehrwert dominiert die Performance nach der differenziellen Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation in allen Gruppen. Der Beitrag der Risikoallokation fällt umso höher aus, je größer der Anteil des unsystematischen Risikos am Gesamtrisiko ist. Dies lässt sich aus den Zusammenhängen innerhalb der fondsspezifischen Charakteristika, wie sie in Panel B von Tabelle 3 sichtbar wurden, und den deskriptiven Statistiken der Marktfaktoren in Panel A von Tabelle 1 erklären: Die Fonds waren über die Gruppen verstärkt in den Fama-French-Carhart-Faktoren investiert, welche im Gesamtzeitraum positive Prämien auszahlten.

Wie der Vergleich der differenziellen Sharpe Ratio DSR und der differenziellen Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation DSR^* in Abbildung 14 zeigt, kommen diese hinsichtlich der durchschnittlichen Leistung der Fondsgruppen zu stark abweichenden Ergebnissen. Es zeigen sich deutliche Unterschiede zwischen den Rangfolgebildungen: Diese schwanken weitaus ausgeprägter auf Basis der differenziellen Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation. Auch die Differenzen zwischen den durchschnittlichen Rängen der GUR- und der HUR-Gruppe sind hier weitaus höher. Der durchschnittliche Rang der MUR-Fonds liegt bei beiden Performancemaßen zumeist zwischen dem der GUR- und dem der HUR-Fonds und streut nur wenig um den Medianwert 303. Die Rangverläufe der beiden anderen Gruppen sind zueinander stark gegenläufig und zwischen den Performancegrößen schwach nega-

⁸⁴ Nur in Multifaktor-Welten besteht die Möglichkeit, durch eine geeignete Risikoallokation einen ökonomischen Mehrwert für Investoren zu generieren.

Tabelle 11: Mittelwerte der differenziellen Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation und ihrer Komponenten

Fonds	DSR*	BRA	DSR	Ø-Rang
GUR	0,031	0,039	−0,007	372
MUR	0,379	0,370	0,009	298
HUR	0,616	0,661	−0,044	251
Alle	0,359	0,364	−0,005	303

Tabelle 11 zeigt den Mittelwert der differenziellen Sharpe Ratio (DSR*), des Beitrags der Risikoallokation (BRA), der differenziellen Sharpe Ratio unter Vernachlässigung der Risikoallokation (DSR) und des Rangs nach der differenziellen Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation (Ø-Rang) von Fondsgruppen nach unsystematischem Risiko. Für jeden Fonds werden die Performancegrößen für den Gesamtzeitraum vom 04.01.1999 bis 31.12.2009 ermittelt und anschließend die Mittelwerte über die Gruppen berechnet. Die Einteilung der Fonds nach dem Anteil des unsystematischen Risikos, kontrolliert um die Selektionsperformance α_i , erfolgt wie in Abschnitt 4.3.1 beschrieben. Die Referenzrisikoallokation ist $\beta^* = (1 \ 0 \ 0 \ 0)$. Mit Ausnahme der mittleren Ränge sind alle Werte in Prozent angegeben.

tiv korreliert: So beträgt der Korrelationskoeffizient zwischen den Rangverläufen nach der differenziellen Sharpe Ratio DSR und der differenziellen Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation DSR* bei der GUR-Gruppe ca. −19 %, bei der HUR- Gruppe ca. −33 %.

Die Verläufe der beiden Komponenten der differenziellen Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation in Abbildung 15 zeigen, dass die Ursache dieser Unterschiede im Beitrag der Risikoallokation liegt: Ebenso wie in der Gesamtperiode ist dieser auch in den rollierenden Fenstern jeweils die maßgebliche Determinante der differenziellen Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation. Die empirische Untersuchung zeigt somit, dass die in Abschnitt 3.3.2 geführte Diskussion über die theoretische Vorteilhaftigkeit der beiden Maße DSR_i und DSR_i^* von empirischer Relevanz ist, da sich deren Ergebnisse empirisch oftmals stark unterscheiden.

Die Dekomposition der differenziellen Sharpe Ratio DSR_i^* in Gleichung 23 zeigt bereits, dass diese in gleicher Weise durch Marktphasen verzerrt wird, wie dies für die differenzielle Sharpe Ratio DSR_i der Fall ist. Da empirisch der Beitrag der Risikoallokation in der differenziellen Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation stark dominiert, sind die Effek-

te hier deutlich geringer. Auf eine ausführliche Untersuchung der Marktphasenabhängigkeit der differentiellen Sharpe Ratio DSR_i^* wird daher an dieser Stelle verzichtet.

Abbildung 13: Durchschnittlicher Rang nach der nDSR gegen Verteilungsparameter der Marktüberschussrendite

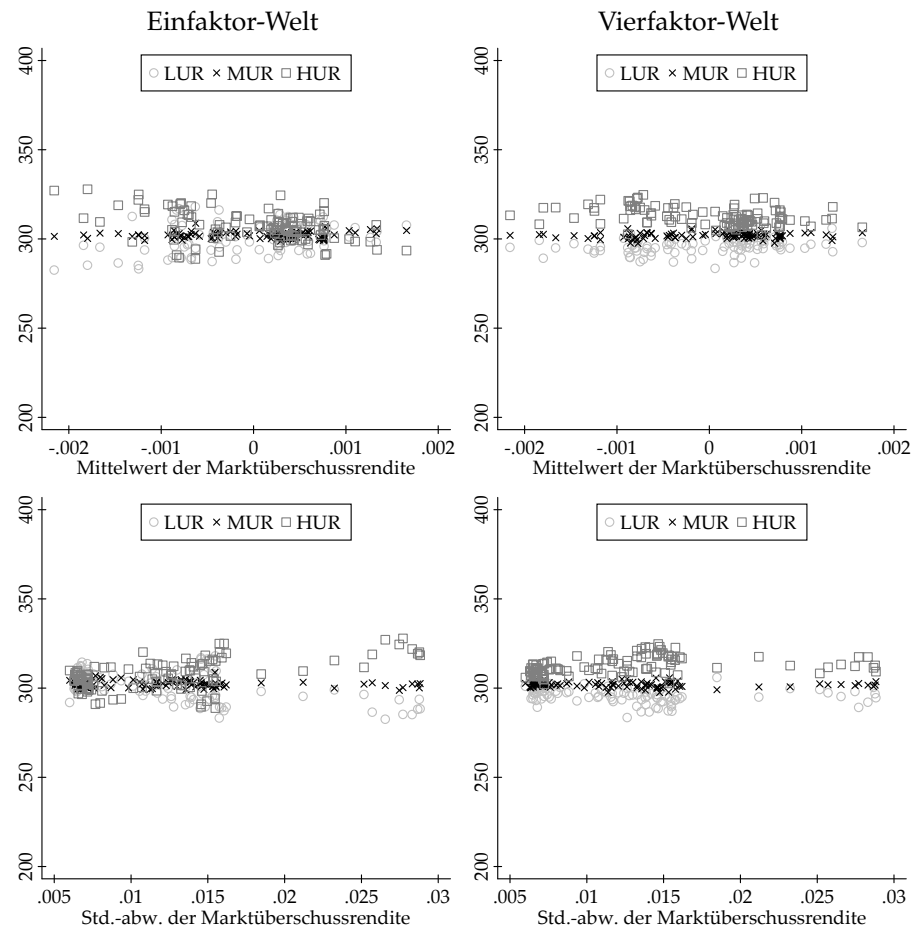


Abbildung 13 zeigt Streudiagramme des durchschnittlichen Ranges nach der normalisierten differenziellen Sharpe Ratio von Fondsgruppen nach unsystematischem Risiko gegen die durchschnittliche Marktüberschussrendite und die Standardabweichung der Marktüberschussrendite während 101 rollierender Fenster. Beginnend mit dem 04.01.1999, umfassen diese Fenster 250 aufeinanderfolgende Handelstage und werden jeweils um 25 Handelstage verschoben. Die differenzielle Sharpe Ratio wird für jeden Fonds in jedem Fenster ermittelt. Anschließend werden die Fonds in jedem Fenster nach der differenziellen Sharpe Ratio gerankt und die mittleren Ränge der Fondsgruppen berechnet. Die Einteilung der Fonds nach dem Anteil des unsystematischen Risikos, kontrolliert um die Selektionsperformance α_i , erfolgt wie in Abschnitt 4.3.1 beschrieben.

Abbildung 14: Durchschnittliche Ränge nach differenzieller Sharpe Ratio und differenzieller Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation im Zeitverlauf

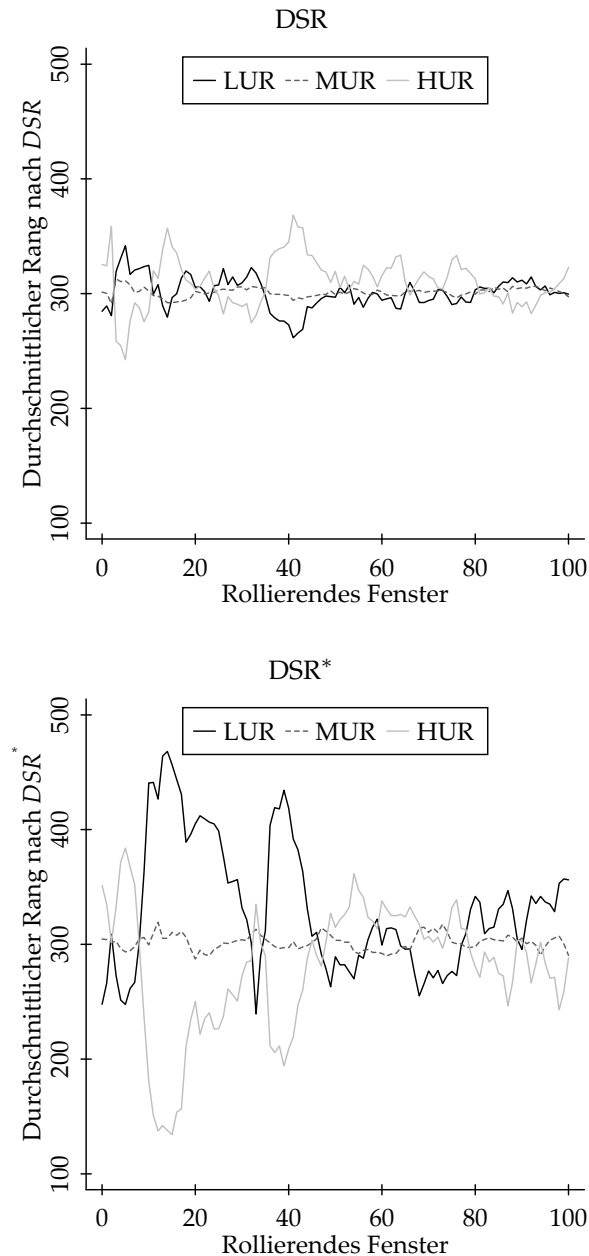


Abbildung 14 zeigt die durchschnittlichen Ränge nach der differentiellen Sharpe Ratio DSR und der differentiellen Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation DSR* von Fondsgruppen nach unsystematischem Risiko über 101 rollierende Fenster. Beginnend mit dem 04.01.1999, umfassen diese Fenster 250 aufeinanderfolgende Handelstage und werden jeweils um 25 Handelstage verschoben. Die Performancegrößen werden für jeden Fonds in jedem Fenster ermittelt. Anschließend werden die Fonds in jedem Fenster nach beiden Performancegrößen gerankt und die Ränge über die Fondsgruppen gemittelt. Die Einteilung der Fonds nach dem Anteil des unsystematischen Risikos, kontrolliert um die Selektionsperformance α_i , erfolgt wie in Abschnitt 4.3.1 beschrieben.

Abbildung 15: Durchschnittliche Komponenten der differentiellen Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation im Zeitverlauf

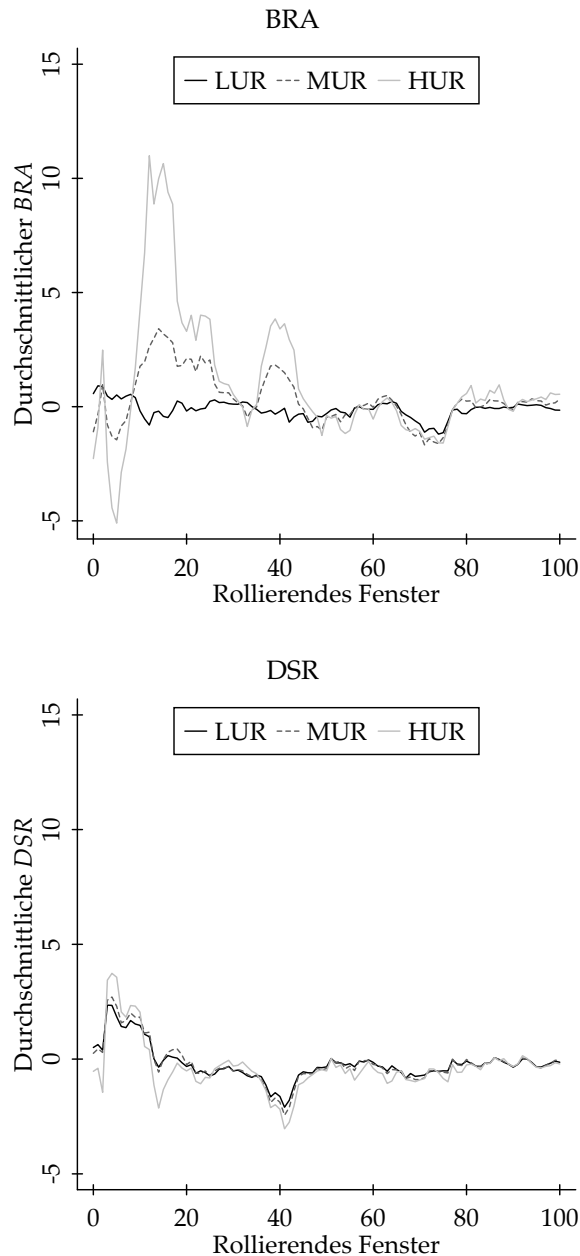


Abbildung 15 zeigt die durchschnittlichen Werte der Komponenten BRA und DSR der differentiellen Sharpe Ratio unter Berücksichtigung der Risikoallokation DSR^* von Fondsgruppen nach unsystematischem Risiko über 101 rollierende Fenster. Beginnend mit dem 04.01.1999, umfassen diese Fenster 250 aufeinanderfolgende Handelstage und werden jeweils um 25 Handelstage verschoben. Die Komponenten BRA und DSR werden für jeden Fonds in jedem Fenster ermittelt. Die Einteilung der Fonds nach dem Anteil des unsystematischen Risikos, kontrolliert um die Selektionsperformance α_i , erfolgt wie in Abschnitt 4.3.1 beschrieben. Alle Werte sind in Prozent angegeben.

Teil III

TIMINGAKTIVITÄTEN IN FAKTORMODELLBASIERTEN PERFORMANCEMASSEN

„Moreover, it is even possible [...] that the Jensen measure [...] may be negative, erroneously indicating that the informed investor is an inferior performer.”

– Grinblatt und Titman (1989), S. 394.

DIE BEZIEHUNGEN DER GEMESSENEN PERFORMANCE

In diesem Kapitel werden die Selektions-, Timing- und Totalperformance auf Basis von Faktormodellen zueinander in Beziehung gesetzt. Im nächsten Abschnitt werden Problemstellung und Gang der Untersuchung erläutert. Darauf folgt die theoretische Analyse der Beziehungen zwischen der gemessenen Selektions-, Timing- und Totalperformance. Abschließend wird eine grundsätzliche theoretische Kritik an der getrennten Erfassung von Selektion und Timing vorgebracht. Wie bereits in der Einleitung erwähnt, basieren die Ausführungen in diesem und im nächsten Kapitel nach Rücksprache mit dem Promotionsbetreuer und den Koautoren auf dem gemeinsamen Working Paper Krimm et al. (2011).

5.1 ERLÄUTERUNG DER PROBLEMSTELLUNG UND GANG DER UNTERSUCHUNG

Im Kontext der Anwendung des Jensen Alphas⁸⁵ wird seit Langem darüber diskutiert, ob dieses Performancemaß auch dann aussagefähig ist, wenn im untersuchten Portfolio Timingaktivitäten präsent sind. Jensen selbst argumentiert zunächst, dass erfolgreiche Timingaktivitäten zu einer positiven Verzerrung des Jensen Alphas führen und dieses somit die Fondsperformance prinzipiell korrekt ausweist.⁸⁶ Zu einem späteren Zeitpunkt untersucht er diesen Aspekt nochmals unter der Annahme einer linearen Beziehung zwischen den Informationen des Managements über zukünftige Marktüberschussrenditen und dem

⁸⁵ Siehe Abschnitt 2.3.1.

⁸⁶ Vgl. Jensen (1968), S. 396.

systematischen Risiko des verwalteten Fonds.⁸⁷ Dabei kommt Jensen zu dem Ergebnis, dass eine unverzerrte Schätzung der abnormalen Rendite aus Selektions- und Timingaktivitäten in diesem Fall nicht mehr möglich ist.⁸⁸

Grant zufolge wird das Jensen Alpha durch erfolgreiches Markttiming potentiell negativ verzerrt, wenn das systematischen Risikos eines Fonds und die Risikoprämie des Marktes bivariate normalverteilt sind.⁸⁹ Spätere theoretische Untersuchungen von Performancemaßen auf der Basis von Marktgleichgewichtsmodellen kommen zu ähnlichen Resultaten: Dybvig und Ross (1985) untersuchen Performancemaße auf Grundlage des CAPM und zeigen, dass das Jensen Alpha eines Portfolios, in dem erfolgreiches Markttiming präsent ist, positiv oder negativ sein kann.⁹⁰ Zum gleichen Ergebnis kommen Admati und Ross, die ein Marktgleichgewichtsmodell unter Berücksichtigung heterogener, asymmetrischer Information der Marktteilnehmer untersuchen.⁹¹ Grinblatt und Titman ermitteln den Wahrscheinlichkeitslimes des Jensen Alphas und zeigen, dass das Vorzeichen des Jensen Alphas bei vorhandenen erfolgreichen Timingfähigkeiten eine Funktion des Sharpe Ratio des Marktportfolios ist.⁹² All diese theoretischen Resultate führen zu dem Schluss, dass sich belastbare Aussagen über die Performance eines Fonds aus dem Jensen Alpha nur dann ableiten lassen, wenn die Präsenz von Timingaktivitäten im untersuchten Portfolio ex ante ausgeschlossen werden kann. Diese Annahme kann in der empirischen Anwendung typischerweise nicht getroffen werden.

Die in Abschnitt 2.3.2 vorgestellten Modelle zur separaten Erfassung von Selektions- und Timingaktivitäten sind grundsätzlich in der Lage, dieses Problem zu umgehen. Ihre Anwendung ist allerdings mit weiteren Problemen verbunden. Zunächst einmal ist zu klären, inwieweit die Ergebnisse des TM-

87 Dieser Ansatz entspricht weitestgehend dem Treynor-Mazuy-Modell; siehe Abschnitt 2.3.2.

88 Vgl. Jensen (1972), S. 321.

89 Vgl. Grant (1977), S. 843. Eine vergleichbare Kritik existiert auch im Zusammenhang mit der Sharpe Ratio, vgl. Dybvig und Ross (1985), S. 384. Kane und Marks (1988) zeigen, dass dies faktisch ohne Relevanz ist, wenn die Sharpe Ratio auf Basis monatlicher oder mit höherer Frequenz erhobener Renditen geschätzt wird.

90 Vgl. Dybvig und Ross (1985), S. 385-388.

91 Vgl. Admati und Ross (1985), S. 24 f.

92 Vgl. Grinblatt und Titman (1989), S. 403 f.

und des HM-Modells ausschließlich superiore Informationen des Fondsmanagements widerspiegeln. Daneben stellt sich die Frage, welches dieser beiden Modelle aus theoretischer oder empirischer Sicht vorzuziehen ist. All diese Fragestellungen zielen letztlich darauf ab, herauszufinden, in welchem Umfang die Ergebnisse dieser Performancemodelle als verlässlich einzustufen sind.

Vor diesem Hintergrund setzt sich diese Dissertation mit der Frage auseinander, ob die separate Erfassung von Selektion und Timing auf Basis dieser Modelle ökonomisch und empirisch relevant ist. Die Diskussion nimmt dabei weniger eine strikt theoretische Sichtweise ein, sondern zielt auf die Anwendung dieser Maße ab. Im Kern sollen die folgenden Fragenkomplexe beantwortet werden:

- Welche Faktoren beeinflussen die oben aufgeführte Verzerrung des JA? Wie hoch kann diese Verzerrung potentiell ausfallen und wie hoch fällt sie in empirischen Anwendungen tatsächlich aus? Kann das JA letztlich für offene Aktienfonds als Maß der Gesamtperformance interpretiert werden oder ist dieser Ansatz im Vergleich zum TM- oder HM-Modell inferior?
- Inwiefern ist die Entscheidung zwischen dem TM- oder HM-Modell in Bezug auf die gemessene Performance relevant? Unterscheiden sich die Ergebnisse dieser beiden Ansätze grundsätzlich? Liefert die separate Erfassung von Selektion und Timing mit diesen Modellen relevante Informationen für Fondsinvestoren oder sind die gemessenen Performancekomponenten arbiträr?
- Sind die in der Literatur üblichen ökonomischen Interpretationen der Modellergebnisse belastbar? Erlauben das TM- und das HM-Modell prinzipiell Rückschlüsse über die Fähigkeit des Fondsmanagements? Gibt es grundsätzliche Kritik an dem Ansatz, Selektions- und Timingaktivitäten ex post separat auf Basis realisierter Fondsrenditen zu messen?

Um diese Fragen zu klären, wird zunächst aufgezeigt, wie die zentralen Ergebnisse der untersuchten Modelle einem Vergleich zugänglich gemacht werden können. Zu diesem Zweck werden alle gemessenen Performancegrößen als Renditebeiträge ermittelt und aus den untersuchten Modelle Selektions-,

Timing- und Totalperformancegrößen abgeleitet. Anschließend werden die Beziehungen dieser Performancegrößen hergeleitet. Insbesondere wird dargestellt, wie das Jensen Alpha eines Fonds durch gemessene Timingaktivitäten beeinflusst wird. Diese theoretische Analyse erfolgt zunächst frei von Annahmen bezüglich des verwendeten Marktmodells oder der tatsächlichen Investitionsaktivitäten des betrachteten Fonds. Darauf aufbauend werden die gewonnenen Ergebnisse unter vereinfachenden Annahmen weiter ausgearbeitet. Den Abschluss der theoretischen Untersuchung bildet eine fundamentale Kritik der separaten Messung von Selektion und Timing auf der Grundlage realisierter Fondsrenditen.

Zuvor wird mittels einer Simulationsstudie der Einfluss verschiedener Determinanten auf die gemessene Totalperformance von Fonds untersucht. Der Fokus liegt dabei auf der Frage, inwieweit marktspezifische und fondsspezifische Parameter Unterschiede zwischen den Ergebnissen der untersuchten Modelle bedingen. In Rahmen dieser Untersuchung wird auf eine historische Simulation zurückgegriffen. Die Simulationsergebnisse werden dann in der empirischen Studie in Kapitel 6 überprüft. Zu diesem Zweck wird die gemessene Selektions-, Timing- und Totalperformance einer großen Stichprobe US-amerikanischer Aktienfonds untersucht.

5.2 HERLEITUNG DER ANALYTISCHEN BEZIEHUNGEN

Ausgangspunkt der Untersuchung sind das Jensen Alpha, das Treynor-Mazuy-Modell und das Henriksson-Merton-Modell. In Übereinstimmung mit einem Großteil der Literatur werden diese drei Performancemaße unter Verwendung des Vier-Faktor-Marktmodells nach Fama und French (1993) sowie Carhart (1997) dargestellt.⁹³ Grundsätzlich lässt sich die folgende Analyse auf jedes beliebige Marktmodell und jede beliebige Fondsart übertragen. Voraussetzung dafür ist lediglich, dass die drei Performancemaße mit jeweils derselben Faktorauswahl angewandt werden und dass die Auswahl der Marktfaktoren, für die Timingaktivitäten unterstellt werden, jeweils identisch getroffen wird.⁹⁴

⁹³ Siehe Abschnitt 2.3.3

⁹⁴ Sofern dabei Timingaktivitäten simultan in mehreren Marktfaktoren berücksichtigt werden, ignoriert die weitere Analyse Kreuzterme dieser Faktoren.

5.2.1 Selektions- und Timingperformance als abnormale Renditen

Wie bereits dargestellt⁹⁵ ergibt sich das von Jensen (1968) vorgeschlagene Performancemaß (JA) anhand einer Regression der Fondsüberschussrenditen gegen die Marktfaktoren. Die Berücksichtigung der von Fama und French (1993) und Carhart (1997) vorgeschlagenen Marktfaktoren führt dabei zu folgender Schätzgleichung:

$$\begin{aligned} er_{i,t} = & \alpha_i + \beta_{1i}er_{m,t} + \beta_{2i}smb_t \\ & + \beta_{3i}hml_t + \beta_{4i}mom_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (27)$$

Dabei stehen $er_{i,t}$ für die Überschussrendite des Fonds i in Periode t , $er_{m,t}$ für die Überschussrendite des Marktes in Periode t und smb_t , hml_t sowie mom_t für die Ausprägungen des Größeneffekt-, des Buch-zu-Marktwert-Verhältnis- sowie des Momentum-Faktors. Das Residuum $\varepsilon_{i,t}$ erfüllt die Gauß-Markov-Bedingungen, so dass eine unverzerrte Schätzung der Koeffizienten per Kleinste-Quadrate-Schätzer gegeben ist.

Aus der Herleitung des Modells ist ersichtlich, dass das JA zunächst nur die Selektionsperformance eines Fonds widerspiegelt.⁹⁶ Dies resultiert aus der Annahme eines zeitkonstanten systematischen Risikos des untersuchten Fonds,⁹⁷ welche in der empirischen Anwendung des Maßes jedoch nicht zutreffen muss. Neuere theoretische Literatur fasst daher das JA zunehmend zumindest implizit als ein Performancemaß auf, das die gesamte Leistung des Fondsmanagements abbildet.⁹⁸ Diese Auffassung wird im Rahmen der weiteren Untersuchung übernommen und das JA folglich als Totalperformancemaß behandelt.

Das von Treynor und Mazuy (TM) vorgestellte Modell erweitert das JA im Hinblick auf die separate Erfassung von Selektions- und Timingaktivitäten. Unter Verwendung derselben Faktoren wie in Gleichung (27) und der Berücksichtigung

Darin folgt der Ansatz u. a. Grinblatt und Titman (1994), Comer (2006) sowie Chen et al. (2010).

⁹⁵ Siehe Abschnitt 2.3.1

⁹⁶ Vgl. Jensen (1968), S. 393.

⁹⁷ Vgl. Jensen (1968), S. 391.

⁹⁸ Vgl. u. a. und Stambaugh (2002), Busse und Irvine (2006) und Jagannathan et al. (2010).

von Timingaktivitäten ausschließlich im Marktportfolio ergibt sich das Modell wie folgt:

$$\begin{aligned} er_{i,t} = & sel_i^{TM} + \beta_{1i}^{TM} er_{m,t} + \beta_{2i}^{TM} smb_t + \beta_{3i}^{TM} hml_t \\ & + \beta_{4i}^{TM} mom_t + \gamma_i^{TM} er_{m,t}^2 + \varepsilon_{i,t}^{TM} \end{aligned} \quad (28)$$

Die Benennung des Regressanden und der Regressoren ist identisch zu Gleichung 27. Die Koeffizienten β_{1i}^{TM} bis β_{4i}^{TM} bilden die durchschnittliche Risikoallokation des untersuchten Fonds ab. Die Konstante sel_i^{TM} gibt die gemessenen Selektionsaktivitäten des Fonds i an, der Koeffizient γ_i^{TM} das Ausmaß der gemessenen Timingaktivitäten im Sinne des TM-Modells. Diese Interpretation setzt voraus, dass sich die Koeffizienten des Modells unverzerrt und effizient schätzen lassen, wovon in der Literatur zumindest implizit stets ausgegangen wird.

Zu beachten ist weiterhin, dass sich die Aussage der Koeffizienten sel_i^{TM} und γ_i^{TM} hinsichtlich ihrer Dimension unterscheidet: Die Konstante sel_i^{TM} ist angesichts des Regressanden er_i ebenfalls als eine Renditegröße aufzufassen. Für den Koeffizienten γ_i^{TM} gilt dies hingegen nicht. Als Konsequenz daraus kann sel_i^{TM} als ein Maß der Selektionsperformance betrachtet werden, also als jene durchschnittliche Rendite, die ex post aus den Selektionsaktivitäten in der Evaluationsperiode resultiert. Der Koeffizient γ_i^{TM} stellt hingegen ein Maß der Timingaktivitäten dar und gibt deren Umfang an, bewertet diese jedoch nicht im Sinne einer Performance als durchschnittliche Rendite, die ex post aus Timingaktivitäten während des Betrachtungszeitraums resultiert.

Dasselbe Problem existiert im Zusammenhang mit dem Timingmodell von Henriksson und Merton (HM). Unter Verwendung der bisherigen Marktfaktorauswahl, der Berücksichtigung von Timingaktivitäten ausschließlich im Marktportfolio und der Darstellung dieser Timingaktivitäten als Put-Option auf das Marktportfolio⁹⁹ ergibt sich folgende Modellgleichung:

$$\begin{aligned} er_{i,t} = & sel_i^{HM} + \beta_{1,i}^{HM} er_{m,t} + \beta_{2,i}^{HM} smb_t + \beta_{3,i}^{HM} hml_t \\ & + \beta_{4,i}^{HM} mom_t + \gamma_i^{HM} \max(0, -er_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}^{HM} \end{aligned} \quad (29)$$

Die Benennung des Regressanden und der Regressoren ist unverändert, ebenso die Interpretation der Koeffizienten β_{1i}^{HM} bis

⁹⁹ Siehe Fußnote 33 zu den beiden – rein formal – unterschiedlichen Darstellungsformen von Timingaktivitäten als Option auf das Marktportfolio.

β_{4i}^{HM} als statisches Abbild der Risikoallokation des untersuchten Fonds. Die Konstante sel_i^{HM} gibt die gemessenen Selektionsaktivitäten wieder und ist auch im HM-Modell als Maß der Selektionsperformance im Sinne einer Renditegröße aufzufassen. Für den Koeffizienten γ_i^{HM} ist dies hingegen erneut nicht der Fall: Zwar misst dieser den Umfang der Timingaktivitäten, drückt sie jedoch nicht als eine Renditegröße aus.

Um die Resultate des TM- und des HM-Modells miteinander vergleichen zu können, müssen aus den gemessenen Timingaktivitäten in Form der Koeffizienten γ_i^{TM} und γ_i^{HM} Performancegrößen abgeleitet werden, die die durchschnittliche ex post Rendite aus Timingaktivitäten im Evaluationszeitraum angeben. Ferner erlaubt es eine Messung der Timingperformance als Renditegröße, die gemessene Totalperformance des TM- und des HM-Modells als Summe aus Selektions- und Timingperformance zu ermitteln. Dies wiederum ermöglicht den direkten Vergleich der beiden Modelle mit dem JA.

Die Grundlage der Herleitung der durch das TM- bzw. HM-Modell gemessenen Timingperformance ist die von Grinblatt und Titman vorgestellte Aufspaltung der erwarteten Rendite eines Portfolios, in dem Selektions- und Timingaktivitäten präsent sind.¹⁰⁰ Werden wieder die bisher berücksichtigten Marktfaktoren und Timingaktivitäten herangezogen, lässt sich die Dekomposition von Grinblatt und Titman darstellen als:

$$\begin{aligned} E(er_i) = & E(v_i) + E(\beta_{1i}er_m) + E(\beta_{2i})E(smb) \\ & + E(\beta_{3i})E(hml) + E(\beta_{4i})E(mom) \end{aligned} \quad (30)$$

Der Operator $E(\cdot)$ steht dabei für den Erwartungswert, der Operator $Cov(\cdot)$ für die Kovarianz. Die erwartete Überschussrendite $E(er_i)$ des Fonds i besteht aus drei Komponenten. Die erste Komponente $E(v_i)$ spiegelt die Selektionsperformance im Sinne des Renditebeitrags aus Selektionstätigkeiten wider. Die Variable v_i steht für die mit den Portfolioanteilen gewichtete Summe aller auf die Selektionsinformation des Fondsmanagements bedingten Residuen der gehaltenen Finanztitel. Für Fondsmanager, die über Selektionsfähigkeiten verfügen, ist $E(v_i) > 0$. Die zweite Komponente gibt die erwartete Prämie für das sys-

¹⁰⁰ Vgl. Grinblatt und Titman (1989), S. 398-299. Die Autoren gehen davon aus, dass die Selektions- und Timing-bezogenen Informationen des Fondsmanagements voneinander unabhängig sind.

tematische Risiko des Fonds an und umfasst die weiteren Summanden.

Die unterstellten Timingaktivitäten in Bezug auf den Marktfaktor er_m schlagen sich hier nieder: Während für die Fama-French-Faktoren und den Carhart-Faktor annahmegemäß konstante Faktorladungen β_{2i} bis β_{4i} vorliegen, ist das Exposure gegenüber er_m zeitabhängig. Für die Faktoren, in denen annahmegemäß keine Timingaktivitäten stattfinden, ergibt sich die erwartete Risikoprämie als Produkt aus erwarteter Faktorladung $E(\beta_{2i})$ bis $E(\beta_{4i})$ und dem Erwartungswert des jeweiligen Faktors. Die erwartete Risikoprämie aus dem Marktexposure lautet hingegen:

$$E(\beta_{1i}er_m) = E(\beta_{1i})E(er_m) + Cov(\beta_{1i}er_m) \quad (31)$$

Daraus ergibt sich die dritte Komponente der erwarteten Fondsüberschussrendite: die Kovarianz zwischen dem Marktrisiko und der Überschussrendite des Marktes $Cov(\beta_{1i}, er_m)$, welche den Renditebeitrag der Timingaktivitäten des Fonds angibt. Diese Kovarianz lässt sich unter den Annahmen des TM-Modells bzw. des HM-Modells analytisch bestimmen. In der empirischen Anwendung kann sie berechnet und damit die durchschnittliche Rendite, die ex post aus den gemessenen Timingaktivitäten während des Betrachtungszeitraum resultiert, quantifiziert werden. Bei dieser handelt es sich um die gemessene Timingperformance des jeweiligen Modells.

Wie die Timingperformance des TM-Modells tim_i^{TM} zu ermitteln ist, haben Grinblatt und Titman (1994) bereits gezeigt.¹⁰¹

$$\begin{aligned} tim_i^{TM} &= Cov(\beta_i^{TM} + \gamma_i^{TM}er_m, er_m) \\ &= \gamma_i^{TM}Cov(er_m, er_m) \\ &= \gamma_i^{TM}Var(er_m) \end{aligned} \quad (32)$$

¹⁰¹ Vgl. Grinblatt und Titman (1994), S. 440.

Für das HM-Modell wurde die entsprechende Berechnung der Timingperformance tim_i^{HM} bislang nur von Scholz publiziert:¹⁰²

$$\begin{aligned}\text{tim}_i^{\text{HM}} &= \text{Cov} \left[\beta_i^{\text{HM}} + \gamma_i^{\text{HM}} \frac{\max(0, -\text{er}_m)}{\text{er}_m}, \text{er}_m \right] \\ &= \gamma_i^{\text{HM}} \text{Cov} \left[\frac{\max(0, -\text{er}_m)}{\text{er}_m}, \text{er}_m \right] \\ &= \gamma_i^{\text{HM}} [P(\text{er}_m < 0)E(\text{er}_m) + E[\max(0, -\text{er}_m)]] \quad (33)\end{aligned}$$

Auf Basis der Gleichungen 32 und 33 können somit auch die Totalperformance des TM-Modells tot_i^{TM} und des HM-Modells tot_i^{HM} ermittelt werden:

$$\text{tot}_i^{\text{TM}} = \text{sel}_i^{\text{TM}} + \gamma_i^{\text{TM}} \text{Var}(\text{er}_m) \quad (34)$$

$$\text{tot}_i^{\text{HM}} = \text{sel}_i^{\text{HM}} + \gamma_i^{\text{HM}} \xi \quad (35)$$

$$\text{mit } \xi = P(\text{er}_m < 0)E(\text{er}_m) + E[\max(0, -\text{er}_m)]$$

Einige Studien verwenden andere Ansätze zur Ermittlung der Totalperformance des TM-Modells und des HM-Modells und berechnen die Totalperformance des TM-Modells und des HM-Modells als:¹⁰³

$$\begin{aligned}\hat{\text{tot}}_i^{\text{TM}} &= \text{sel}_i^{\text{TM}} + \gamma_i^{\text{TM}} E(\text{er}_m^2) \\ \hat{\text{tot}}_i^{\text{HM}} &= \text{sel}_i^{\text{HM}} + \gamma_i^{\text{HM}} E[\max(0, -\text{er}_m)]\end{aligned}$$

Dies führt in beiden Modellen zu folgenden Abweichungen:

$$\begin{aligned}\text{tot}_i^{\text{TM}} - \hat{\text{tot}}_i^{\text{TM}} &= -\gamma_i^{\text{TM}} E(\text{er}_m)^2 \\ \text{tot}_i^{\text{HM}} - \hat{\text{tot}}_i^{\text{HM}} &= \gamma_i^{\text{HM}} P(\text{er}_m < 0)E(\text{er}_m)\end{aligned}$$

Die statistische Signifikanz der gemessenen Timing- und Totalperformance des TM- und des HM-Modells lässt sich ebenfalls bestimmen. Da es sich bei der Timingperformance nach den Gleichungen 32 und 33 jeweils um eine lineare Transformation

¹⁰² Vgl. Scholz (2002), S. 272. Coles et al. (2006), S. 39, ermitteln im Rahmen ihres Working-Papers die Timingperformance auf Grundlage des HM-Modells. Da sie Timingaktivitäten im Rahmen des HM-Modells als Call-Option auf das Marktportfolio auffassen, unterscheidet sich ihr Ergebnis formal von Gleichung 33.

¹⁰³ Vgl. Cesari und Panetta (2002), S. 115, Bollen und Busse (2005), S. 576, Huij und Derwaal (2008), S. 567, sowie Comer et al. (2009), S. 498.

der entsprechenden Timingaktivitäten handelt, ist der klassische t-Test prinzipiell anwendbar. Die zur Berechnung der Teststatistik benötigten Standardabweichungen der gemessenen Timingperformance ergeben sich jeweils aus der Wurzel der folgenden beiden Varianzen:

$$\begin{aligned}\text{Var}(\text{tim}_i^{\text{TM}}) &= \text{Var}(\gamma_i^{\text{TM}}) [\text{Var}(\text{er}_m)]^2 \\ \text{Var}(\text{tim}_i^{\text{HM}}) &= \text{Var}(\gamma_i^{\text{HM}}) \xi^2\end{aligned}$$

Für die Totalperformance lassen sich die entsprechenden Standardabweichungen als Wurzel aus der Summe aus der Varianz der Selektionsperformance, der Varianz der Timingperformance und der Kovarianz zwischen Selektions- und Timingperformance ermitteln:

$$\begin{aligned}\text{Var}(\text{tot}_i^{\text{TM}}) &= \text{Var}(\text{sel}_i^{\text{TM}}) + \text{Var}(\text{tim}_i^{\text{TM}}) \\ &\quad + 2\text{Cov}(\text{sel}_i^{\text{TM}}, \gamma_i^{\text{TM}}) \text{Var}(\text{er}_m) \\ \text{Var}(\text{tot}_i^{\text{HM}}) &= \text{Var}(\text{sel}_i^{\text{HM}}) + \text{Var}(\text{tim}_i^{\text{HM}}) \\ &\quad + 2\text{Cov}(\text{sel}_i^{\text{HM}}, \gamma_i^{\text{HM}}) \xi\end{aligned}$$

Auf dieser Basis können Hypothesentests durchgeführt und damit inferenzstatistische Aussagen über die gemessene Selektions-, Timing- und Totalperformance gewonnen werden.

5.2.2 Beziehungen der Totalperformancegrößen

Auf Grundlage der bisher erzielten Ergebnisse werden nun die Beziehungen zwischen der gemessenen Totalperformance des JA, des TM-Modells und des HM-Modells ermittelt. Hierzu wird ein Ansatz von Pástor und Stambaugh (2002) herangezogen, den diese zur Verbesserung der Schätzqualität von faktormodellbasierten Performancemaßen entwickelt haben.¹⁰⁴ Dabei müssen keinerlei Annahmen bezüglich der relevanten Marktfaktoren oder der Investitionstätigkeit des betrachteten Fonds vorausgesetzt werden – die folgenden Beziehungen sind ex post stets gültig, sofern alle durchgeführten Schätzungen unverzerrt möglich sind.

Zur Herleitung der Totalperformancebeziehungen wird zunächst der im TM-Modell bzw. HM-Modell gegenüber dem JA zusätzlich berücksichtigte Regressor durch die verwendeten

¹⁰⁴ Vgl. Pástor und Stambaugh (2002), S. 319–320.

Marktfaktoren erklärt. Im Kontext des TM-Modells ist also folgende Gleichung zu schätzen:

$$\begin{aligned} \text{er}_{m,t}^2 = & \alpha_{sq} + \beta_{1sq}\text{er}_{m,t} + \beta_{2sq}\text{smb}_t \\ & + \beta_{3sq}\text{hml}_t + \beta_{4sq}\text{mom}_t + \varepsilon_{sq,t} \end{aligned} \quad (36)$$

Anschließend wird die rechte Seite von Gleichung 36 in das TM-Modell in Gleichung 28 eingesetzt. Nach Umstellung der Terme ergibt sich:

$$\begin{aligned} \text{er}_{i,t} = & \underbrace{\text{sel}_i^{\text{TM}} + \gamma_i^{\text{TM}}\alpha_{sq}}_{\alpha_i} + \underbrace{(\beta_{1i}^{\text{TM}} + \gamma_i^{\text{TM}}\beta_{1sq})}_{\beta_{1i}} \text{er}_{m,t} \\ & + \underbrace{(\beta_{2i}^{\text{TM}} + \gamma_i^{\text{TM}}\beta_{2sq})}_{\beta_{2i}} \text{smb}_t + \underbrace{(\beta_{3i}^{\text{TM}} + \gamma_i^{\text{TM}}\beta_{3sq})}_{\beta_{3i}} \text{hml}_t \\ & + \underbrace{(\beta_{4i}^{\text{TM}} + \gamma_i^{\text{TM}}\beta_{4sq})}_{\beta_{4i}} \text{mom}_t + \underbrace{\varepsilon_{i,t}^{\text{TM}} + \gamma_i^{\text{TM}}\varepsilon_{sq,t}}_{\varepsilon_{i,t}} \end{aligned} \quad (37)$$

Es zeigt sich, dass das Ergebnis die gleiche Struktur aufweist wie das in Gleichung 27 dargestellte JA. Somit ist die JA-Totalperformance α_i die Summe aus der Selektionsperformance nach dem TM-Modell sel_i^{TM} und dem Produkt aus gemessenen Timingaktivitäten γ_i^{TM} und der Regressionskonstanten aus Gleichung 36. In Verbindung mit der Definition der TM-Totalperformance in Gleichung 34 kann die Beziehung zwischen dieser und dem JA wie folgt ermittelt werden:

$$\begin{aligned} \alpha_i = & \text{sel}_i^{\text{TM}} + \gamma_i^{\text{TM}}\alpha_{sq} \\ = & \text{tot}_i^{\text{TM}} + \gamma_i^{\text{TM}} [\alpha_{sq} - \text{Var}(\text{er}_m)] \end{aligned} \quad (38)$$

Die TM-Totalperformance verhält sich proportional zum JA. Die Differenz zwischen den beiden Performancegrößen entspricht dem zweiten Summanden in Gleichung 38. Diese Differenz wird später näher untersucht.

Zuvor erfolgt die Herleitung der entsprechenden Beziehung für das HM-Modell. Wieder wird dafür zunächst der gegenüber dem JA zusätzliche Regressor des HM-Modells $\max(0, -\text{er}_{m,t})$ durch die verwendeten Marktfaktoren erklärt:

$$\begin{aligned} \max(0, -\text{er}_{m,t}) = & \alpha_{\text{put}} + \beta_{1\text{put}}\text{er}_{m,t} + \beta_{2\text{put}}\text{smb}_t \\ & + \beta_{3\text{put}}\text{hml}_t + \beta_{4\text{put}}\text{mom}_t + \varepsilon_{\text{put},t} \end{aligned} \quad (39)$$

Anschließend wird die rechte Seite dieser Gleichung in das in Gleichung 29 dargestellte HM-Modell eingesetzt:

$$\begin{aligned}
 er_{i,t} = & \underbrace{sel_i^{HM} + \gamma_i^{HM} \alpha_{sq}}_{\alpha_i} + \underbrace{(\beta_{1i}^{HM} + \gamma_i^{HM} \beta_{1sq})}_{\beta_{1i}} er_{m,t} \\
 & + \underbrace{(\beta_{2i}^{HM} + \gamma_i^{HM} \beta_{2sq})}_{\beta_{2i}} smb_t + \underbrace{(\beta_{3i}^{HM} + \gamma_i^{TM} \beta_{3sq})}_{\beta_{3i}} hml_t \\
 & + \underbrace{(\beta_{4i}^{HM} + \gamma_i^{HM} \beta_{4sq})}_{\beta_{4i}} mom_t + \underbrace{\varepsilon_{i,t}^{HM} + \gamma_i^{HM} \varepsilon_{sq,t}}_{\varepsilon_{i,t}} \quad (40)
 \end{aligned}$$

Auch hier zeigt sich wieder die Struktur des JA. Dessen gemessene Totalperformance α_i setzt sich zusammen aus der HM-Selektionsperformance sel_i^{HM} und dem Produkt aus gemessenen Timingaktivitäten γ_i^{HM} und der Konstanten aus Gleichung 39. In Verbindung mit der in Gleichung 35 definierten HM-Totalperformance ergibt sich folgende Beziehung zwischen dem JA und der HM-Totalperformance:

$$\begin{aligned}
 \alpha_i &= sel_i^{HM} + \gamma_i^{HM} \alpha_{put} \\
 &= tot_i^{HM} + \gamma_i^{HM} \xi \\
 \text{mit } \xi &= P(er_m < 0)E(er_m) + E[\max(0, -er_m)]
 \end{aligned} \quad (41)$$

Durch Gleichsetzen der Gleichungen 38 und 41 ergibt sich schließlich die Beziehung zwischen der TM-Totalperformance und der HM-Totalperformance:

$$tot_i^{TM} = tot_i^{HM} - \gamma_i^{TM} [\alpha_{sq} - \text{Var}(er_m)] + \gamma_i^{HM} [\alpha_{sq} - \xi] \quad (42)$$

Die Differenzen zwischen verschiedenen Totalperformancemaßen ergeben sich aus den Gleichungen 38, 41 und 42:

$$\alpha_i - tot_i^{TM} = \gamma_i^{TM} [\alpha_{sq} - \text{Var}(er_m)] \quad (43)$$

$$\alpha_i - tot_i^{HM} = \gamma_i^{HM} [\alpha_{put} - \xi] \quad (44)$$

$$tot_i^{TM} - tot_i^{HM} = \gamma_i^{HM} [\alpha_{put} - \xi] - \gamma_i^{TM} [\alpha_{sq} - \text{Var}(er_m)] \quad (45)$$

Diese Differenzen weisen identische Strukturen auf: Während sich die Gamma-Koeffizienten jeweils aus der Information des Fondsmanagements ergeben und damit fondsspezifisch sind, resultieren die Terme in eckigen Klammern jeweils ausschließlich aus den Realisationen der Marktüberschussrendite

während des Beobachtungszeitraumes des Fonds. Sie sind somit rein marktabhängig und können durch das Fondsmanagement nicht beeinflusst werden. Aufgrund des multiplikativen Zusammenhangs zwischen diesen beiden Größen ergibt sich die Differenz zwischen dem JA und der TM- bzw. HM-Totalperformance aus Sicht des Fondsmanagements aus einer gegebenen, marktspezifischen Größe, die durch Richtung und Umfang der Timingaktivitäten skaliert wird.¹⁰⁵ Somit ist es möglich, diese beiden Komponenten auch getrennt zu betrachten. Abschließend ergibt sich schließlich, dass alle drei Maße zu exakt identischen Ergebnissen gelangen, wenn der untersuchte Fonds keinerlei Timingaktivitäten im Beobachtungszeitraum aufweist.¹⁰⁶

Die bisher erzielten Ergebnisse sind wie beschrieben frei von restriktiven Annahmen bezüglich der Marktfaktoren und der Investitionsaktivitäten des untersuchten Fonds. Damit sind die hergeleiteten Beziehungen empirisch zutreffend, solange die unverzerrte Schätzung aller relevanten Größen in der empirischen Anwendung möglich ist. Um die bislang gewonnenen Erkenntnisse weiter ausbauen zu können, wird nun zur Vereinfachung ein Einfaktor-Markt angenommen, dessen Marktrisikoprämie $er_{m,t}$ über die Zeit unabhängig und identisch normalverteilt (n. i. i. d.) ist. Diese Annahme findet sich in der allgemeinen kapitalmarkttheoretischen Literatur häufig¹⁰⁷ und wird auch im Kontext der Analyse von Performancemaßen¹⁰⁸ getroffen.

Die Verteilung des Marktfaktors er_m sei

$$er_{m,t} \approx N(\mu_m, \sigma_m^2) \quad \text{für alle } t \quad (46)$$

¹⁰⁵ Die Differenz zwischen der TM-Totalperformance und der HM-Totalperformance weist entsprechend jeweils zwei fondsspezifische und marktspezifische Komponenten auf.

¹⁰⁶ Allerdings könnte auch in diesem Fall artifizielles Timing Unterschiede zwischen den Modellen verursachen; siehe Abschnitt 5.3.

¹⁰⁷ Vgl. Chamberlain (1983) und Zhou (1993) zur Relevanz von Verteilungsannahmen für die μ - σ -Welt.

¹⁰⁸ Vgl. Grant (1977), S. 840, der normalverteilte Marktüberschußrenditen annimmt und Grinblatt und Titman (1989), S. 397, die eine unabhängige und identische Verteilung der Marktrisikoprämie über die Zeit vorgeben.

Die Dichtefunktion von er_m sei $f_m(x)$, die Verteilungsfunktion von er_m sei $F_m(x)$. Damit stellen sich die betrachteten Performancemaße JA, TM- und HM-Modell wie folgt dar

$$er_{i,t} = \alpha_i + \beta_i er_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (47)$$

$$er_{i,t} = \alpha_i^{TM} + \beta_i^{TM} er_{m,t} + \gamma_i^{TM} er_{m,t}^2 + \varepsilon_{i,t}^{TM} \quad (48)$$

$$er_{i,t} = \alpha_i^{HM} + \beta_i^{HM} er_{m,t} + \gamma_i^{HM} \max(0, -er_{m,t}) + \varepsilon_{i,t}^{HM} \quad (49)$$

Die Gleichungen 36 und 39 vereinfachen sich entsprechend zu:

$$er_{m,t}^2 = \alpha_{sq} + \beta_{sq} er_{m,t} + \varepsilon_{sq,t} \quad (50)$$

$$\max(0, -er_{m,t}) = \alpha_{put} + \beta_{put} er_{m,t} + \varepsilon_{put,t} \quad (51)$$

Da die in den Gleichungen 38, 41 und 42 gezeigten Beziehungen zwischen den Totalperformancemaßen unabhängig von der Anzahl der relevanten Marktfaktoren sind, gelten sie auch im Kontext des n. i. i. d. Einfaktor-Marktes. Die Regressionskonstanten α_{sq} und α_{put} beziehen sich nun jedoch auf die Gleichungen 50 und 51. Zur Vereinfachung der Beziehungen zwischen den Totalperformancemaßen unter den getroffenen Annahmen werden die analytischen Lösungen für die OLS-Schätzung der Regressionskonstanten α_{sq} und α_{put} hinzugezogen:

$$\begin{aligned} E(\alpha_{sq}) &= E(er_m^2) - \frac{\text{Cov}(er_m, er_m^2)}{\text{Var}(er_m)} E(er_m) \\ E(\alpha_{put}) &= E[\max(0, -er_m)] \\ &\quad - \frac{\text{Cov}[er_m, \max(0, -er_m)]}{\text{Var}(er_m)} E(er_m) \end{aligned}$$

Diese lassen sich weiter vereinfachen, wenn die relevanten Erwartungswerte und Kovarianzen analytisch bestimmt werden. Aus der Verteilungsannahme der Marktüberschussrenditen ist gegeben:

$$\begin{aligned} E(er_m) &= \mu_m \\ \text{Var}(er_m) &= \sigma_m^2 \end{aligned}$$

Die für die Regressionskonstante α_{sq} relevanten Verteilungsmomente sind:

$$\begin{aligned} E(er_m^2) &= \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f_m(x) dx \\ &= \mu_m^2 + \sigma_m^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\text{Cov}(\text{er}_m, \text{er}_m^2) &= E(\text{er}_m \text{er}_m^2) - E(\text{er}_m)E(\text{er}_m^2) \\
&= \int_{-\infty}^{\infty} x^3 f_m(x) dx - \mu_m(\mu_m^2 + \sigma_m^2) \\
&= 2\mu_m \sigma_m^2
\end{aligned}$$

Damit ist der Erwartungswert des Koeffizienten α_{sq} :

$$\begin{aligned}
E(\alpha_{sq}) &= \mu_m^2 + \sigma_m^2 - \frac{2\mu_m \sigma_m^2}{\sigma_m^2} \mu_m \\
&= \sigma_m^2 - \mu_m^2
\end{aligned}$$

Durch Einsetzen dieses Ergebnisses in Gleichung 38 ergibt sich unter der Annahme eines n. i. d. Einfaktor-Marktes folgende Beziehung zwischen dem JA und der TM-Totalperformance:

$$\begin{aligned}
\alpha_i &= \text{tot}_i^{\text{TM}} + \gamma_i^{\text{TM}} [\sigma_m^2 - \mu_m^2 - \sigma_m^2] \\
&= \text{tot}_i^{\text{TM}} - \gamma_i^{\text{TM}} \mu_m^2
\end{aligned} \tag{52}$$

Die in Gleichung 38 formulierte Beziehung zwischen dem JA und der TM-Totalperformance vereinfacht sich durch die hier getroffenen Annahmen. Die Differenz zwischen den beiden Performancegrößen weist dabei wieder die gleiche Struktur auf und umfasst eine fondsspezifische Komponente – die gemessenen Timingaktivitäten γ_i^{TM} – und eine marktspezifische Komponente – das Quadrat der erwarteten Marktrisikoprämie μ_m^2 . Daraus lässt sich ableiten, dass insbesondere in Phasen seitlicher Marktbewegungen und der Verwendung kurzer Renditeintervalle die Differenz zwischen den beiden gemessenen Totalperformancegrößen äußerst gering ist.

Die benötigten Momente zur analytischen Bestimmung der Regressionskonstante α_{put} sind:

$$\begin{aligned}
E[\max(0, -\text{er}_m)] &= \int_{-\infty}^{\infty} \max(0, -x) f_m(x) dx \\
&= \int_{-\infty}^0 -x f_m(x) dx \\
&= \sigma_m^2 f_m(0) - \mu_m F_m(0)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\text{Cov} [er_m, \max(0, -er_m)] &= E [er_m \max(0, -er_m)] \\
&\quad - E(er_m)E [\max(0, -er_m)] \\
&= \int_{-\infty}^0 x^2 f_m(x) dx \\
&\quad - \mu_m \left[\sigma_m^2 f_m(0) - \mu_m F_m(0) \right] \\
&= -\sigma_m^2 F_m(0)
\end{aligned}$$

Die Regressionskonstante α_{put} kann somit wie folgt dargestellt werden:

$$\begin{aligned}
E(\alpha_{\text{put}}) &= \sigma_m^2 f_m(0) - \mu_m F_m(0) + \frac{\sigma_m^2 F_m(0)}{\sigma_m^2} \mu_m \\
&= \sigma_m^2 f_m(0)
\end{aligned}$$

Das Einsetzen dieses Ergebnisses in Gleichung 41 liefert die Beziehung zwischen dem JA und der HM-Totalperformance:

$$\begin{aligned}
\alpha_i &= \text{tot}_i^{\text{HM}} \\
&\quad + \gamma_i^{\text{HM}} \left[\mu_m F_m(0) - \mu_m F_m(0) - \sigma_m^2 f_m(0) + \sigma_m^2 f_m(0) \right] \\
&= \text{tot}_i^{\text{HM}} \tag{53}
\end{aligned}$$

Auf einem n. i. i. d. Einfaktor-Markt entsprechen sich JA und HM-Totalperformance. Dieses Ergebnis ergänzt die bisherige Literatur. Wie die empirische Analyse zeigen wird, sind die gezeigten Beziehungen auch bei Verletzung der ihnen zugrunde liegenden Annahmen weitestgehend vorzufinden. Abschließend kann aus den beiden bisher gezeigten Resultaten folgende Relation zwischen der TM-Totalperformance und der HM-Totalperformance festgestellt werden:

$$\text{tot}_i^{\text{HM}} = \text{tot}_i^{\text{TM}} - \gamma_i^{\text{TM}} \mu_m^2 \tag{54}$$

Festzuhalten ist damit, dass die gemessene Totalperformance des JA, des TM-Modells und des HM-Modells prinzipiell übereinstimmen. Die Differenzen dieser Größen können in eine fondsspezifische und eine marktspezifische Komponente aufgeteilt werden. Diese marktspezifische Komponente wird im Folgenden im Rahmen einer Bootstrap-Simulation näher untersucht.

5.2.3 *Simulation der Differenzen der Totalperformancemaße*

Die Verteilungseigenschaften der Marktkomponenten der Differenzen der Totalperformance lassen sich per Bootstrap-Simulation näherungsweise unter Berücksichtigung empirischer Verteilungseigenschaften der Marktfaktoren bestimmen. Dies erlaubt eine erste quantitative Näherung an die potentielle Größe der Differenzen der Totalperformance. Darüber hinaus kann auf diesem Wege gezeigt werden, wie die Verteilungseigenschaften des Marktes die Marktkomponenten beeinflussen. Um diese Zusammenhänge isoliert betrachten zu können, wird auf einen Einfaktor-Markt zurückgegriffen, wobei die Verteilungseigenschaften dieses Marktfaktors aufgrund des Bootstrap-Verfahrens denen empirisch beobachteter Verteilungen entsprechen. Konkret werden die folgenden Größen aus den Gleichungen 43 und 44 simuliert:

$$\Delta_m^{\text{TM}} = \alpha_{\text{sq}} - \text{Var}(\text{er}_m) \quad (55)$$

$$\Delta_m^{\text{HM}} = \alpha_{\text{put}} - \xi \quad (56)$$

Da hierbei ein Einfaktor-Markt unterstellt wird, ergeben sich die Konstanten α_{sq} und α_{put} aus Schätzungen der Gleichungen 50 und 51. Die Datenbasis der Simulation sind tägliche und monatliche Renditebeobachtungen des wertgewichteten Index aller an der New York Stock Exchange (NYSE), der American Exchange (AMEX) und der Börse der National Association of Securities Dealers Automated Quotations (NASDAQ) gehandelten Aktien des Center for Research in Security Prices (CRSP). In Übereinstimmung mit der im nächsten Kapitel dargestellten empirischen Untersuchung wird der Beobachtungszeitraum vom 01.09.1998 bis 31.12.2009 herangezogen. Im Bootstrapping werden 60 monatliche (1.260 tägliche) Überschussrenditen des CRSP-Index über die monatliche (tägliche Rendite) einmonatiger Treasury Bills per Ziehung mit Zurücklegen zufällig ausgewählt. Dieser Stichprobenumfang entspricht jeweils einer Fondshaltedauer von fünf Jahren. Mit diesen Zufallsstichproben werden zunächst die Konstanten α_{sq} und α_{put} anhand der Gleichungen 50 und 51 sowie anschließend die Marktkomponenten der Differenz der Totalperformance anhand der Gleichungen 55 und 56 bestimmt. Daneben werden die ersten vier zentralen Momente der Zufallsstichprobe der Marktüberschussrenditen erfasst. Dieses Vorgehen wird sowohl für die

tägliche als auch für die monatliche Datenbasis jeweils 5000-mal wiederholt. Tabelle 12 zeigt deskriptive Statistiken der auf diesem Weg simulierten Marktkomponenten der Differenzen der Totalperformancemaße.

Tabelle 12: Deskriptive Statistiken der simulierten Marktkomponenten der Differenzen der Totalperformancegrößen

Statistik	Monatliche Renditen		Tägliche Renditen	
	Δ_m^{TM}	Δ_m^{HM}	Δ_m^{TM}	Δ_m^{HM}
Mittelw.	-0,003	0,030	0,000	0,000
Median	-0,002	0,020	0,000	0,000
Std.-Abw.	0,022	0,098	0,000	0,002
Schiefe	-0,924	0,410	-2,318	-0,889
Wölbung	9,798	5,784	12,165	6,893

Tabelle 12 zeigt den Mittelwert, den Median, die Standardabweichung, die Schiefe und die Wölbung der simulierten Marktkomponenten der Differenzen der Totalperformancegrößen. Zur Simulation werden Überschussrenditen des CRSP-Aktienindex aus dem Zeitraum vom 01.09.1998 bis 31.12.2009 per Ziehung mit Zurücklegen ausgewählt. Anhand dieser Zufallsstichprobe werden die Marktkomponenten nach Gleichungen 55 und 56 berechnet. Die Simulation basiert auf 5000 Wiederholungen. Mit Ausnahme von Schiefe und Wölbung sind alle Werte in Prozent angegeben.

Die simulierten Marktkomponenten sind sowohl für tägliche wie für monatliche Fondsrenditen im Durchschnitt extrem gering. Wie die Standardabweichung zeigt, nehmen die Marktkomponenten der Differenzen zwischen dem JA und der HM-Totalperformance absolut größere Werte an. Beides lässt den Schluss zu, dass die potentiellen Unterschiede zwischen den Totalperformancegrößen des JA, des TM-Modells und des HM-Modells sehr gering sind, wobei die Letzteren aufgrund der höheren Streuung größer ausfallen können. Berücksichtigt werden muss allerdings in diesen Überlegungen, dass die simulierten Marktkomponenten mit den gemessenen Timingaktivitäten multipliziert werden. Die konkreten Differenzen zwischen den Totalperformancegrößen lassen sich daher nur in der empirischen Anwendung der drei Performancemaße ermitteln, wie sie im nächsten Kapitel folgt. Zuvor bilden die in Abbildung 16 und 17 gezeigten Streudiagramme zwischen den simulierten Marktkomponenten und den Verteilungsparametern der simulierten Marktüberschussrendite den Abschluss der Simulationsuntersuchung.

Aus den Abbildungen geht hervor, dass die Marktkomponenten insbesondere vom Erwartungswert beeinflusst werden, während die weiteren Momente keinen erkennbaren Zusammenhang mit den Marktkomponenten aufweisen. Zwischen den Simulationsergebnissen auf Basis täglicher und monatlicher Renditen ergeben sich dabei keine prinzipiellen Unterschiede. Konkret wächst die Spannweite der simulierten Marktkomponenten mit der absoluten Höhe der mittleren Marktüberschussrendite in der Simulation. Für die Marktkomponente der Differenz zwischen dem JA und der TM-Totalperformance ergibt sich ein gleichartiger Zusammenhang mit der Schiefe der Marktüberschussrenditen. Die Marktkomponente der Differenz zwischen dem JA und der HM-Totalperformance streut hingegen bei negativer Schiefe deutlich stärker als bei positiver und nimmt mit der absoluten Höhe der Schiefe leicht ab.

Somit kann festgehalten werden, dass bei gegebenen Timingaktivitäten eines Fonds die Differenzen der Totalperformancemaße von den Verteilungsparametern des Marktindex abhängen. Maßgeblich ist dabei insbesondere die durchschnittliche Risikoprämie dieses Faktors im Untersuchungszeitraum. Folglich sind die Differenzen zwischen den Totalperformancemaßen potentiell höher in Phasen extremer Marktbewegungen.

5.2.4 Beziehungen der Selektions- und Timingperformancegrößen

Nachdem die Beziehungen zwischen der gemessenen Totalperformance des JA, des TM- und des HM-Modells analytisch untersucht wurden, sind nun die Beziehungen der Selektions- und Timingperformance von Interesse.¹⁰⁹ Ausgangspunkt ist dabei Gleichung 45, die die Beziehung zwischen der gemessenen TM-Totalperformance und der gemessenen HM-Totalperformance angibt. Aus dieser ergeben sich folgende Beziehungen für die gemessene Selektions- und Timingperformance:

$$\begin{aligned} \text{sel}_i^{\text{TM}} &= \text{sel}_i^{\text{HM}} + \gamma_i^{\text{HM}} \alpha_{\text{put}} - \gamma_i^{\text{TM}} \alpha_{\text{sq}} \\ \text{tim}_i^{\text{TM}} &= \text{tim}_i^{\text{HM}} - \gamma_i^{\text{HM}} \xi + \gamma_i^{\text{TM}} \text{Var}(\text{er}_m) \end{aligned}$$

Die Differenzen der gemessenen Selektions- bzw. Timingperformancegrößen bestehen jeweils aus zwei fondsspezifischen Größen:

¹⁰⁹ Da diese Aufspaltung im Rahmen des JA grundsätzlich nicht möglich ist, wird dieses Maß in diesem Abschnitt nicht behandelt.

Abbildung 16: Streudiagramme der Marktkomponente der Differenz zwischen JA und TM-Totalperformance gegen Momente der Marktüberschussrendite

– Monatliche Renditen –

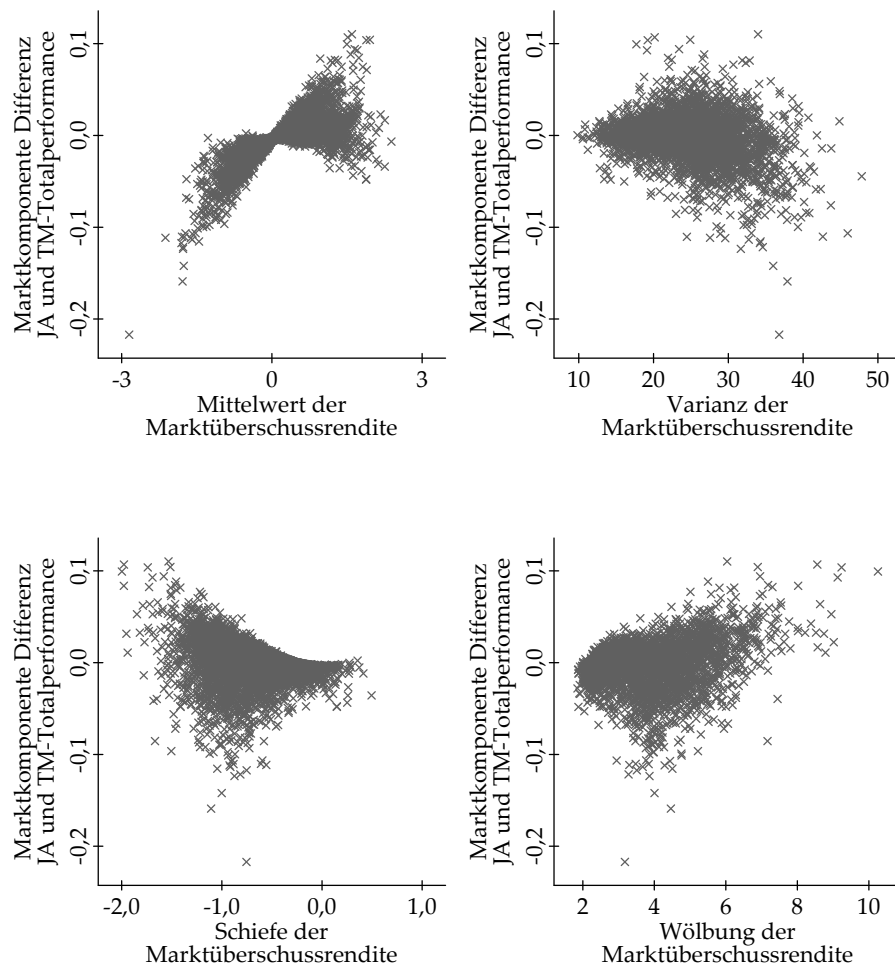


Abbildung 16 zeigt Streudiagramme der simulierten Marktkomponente der Differenz zwischen dem JA und der Totalperformance nach dem TM-Modell gegen zentrale Momente der Marktüberschussrendite. Zur Simulation werden 60 monatliche und 1260 tägliche Überschussrenditen des wertgewichteten CRSP-Aktienindex aus dem Zeitraum vom 01.09.1998 bis 31.12.2009 per Ziehung mit Zurücklegen ausgewählt, anhand derer die Marktkomponenten berechnet werden. Die Simulation wird 5000 Mal wiederholt. Alle Werte auf Basis monatlicher Renditen sind in Prozent p. m. angegeben, alle Werte auf Basis täglicher Rendite in Prozent p. d.

– Fortsetzung Abbildung 16 –

– Tägliche Renditen –

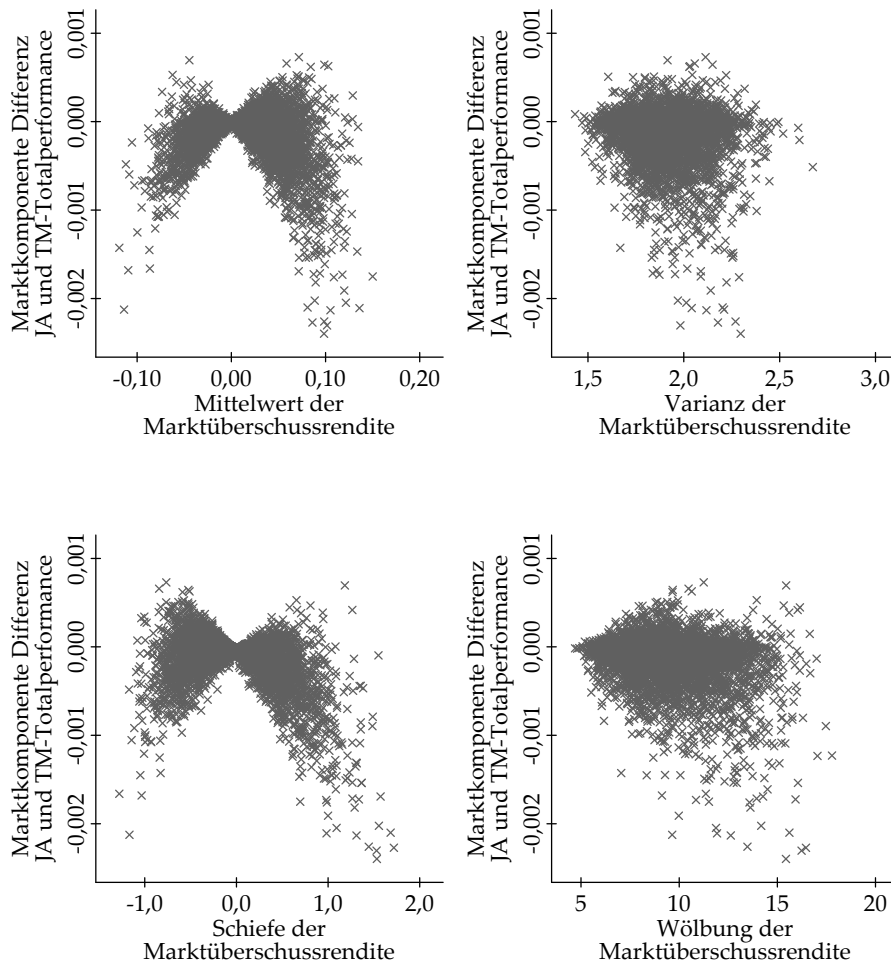


Abbildung 16 zeigt Streudiagramme der simulierten Marktkomponente der Differenz zwischen dem JA und der Totalperformance nach dem TM-Modell gegen zentrale Momente der Marktüberschussrendite. Zur Simulation werden 60 monatliche und 1260 tägliche Überschussrenditen des wertgewichteten CRSP-Aktienindex aus dem Zeitraum vom 01.09.1998 bis 31.12.2009 per Ziehung mit Zurücklegen ausgewählt, anhand derer die Marktkomponenten berechnet werden. Die Simulation wird 5000 Mal wiederholt. Alle Werte auf Basis monatlicher Renditen sind in Prozent p. m. angegeben, alle Werte auf Basis täglicher Rendite in Prozent p. d.

Abbildung 17: Streudiagramme der Marktkomponente der Differenz zwischen JA und HM-Totalperformance gegen Momente der Marktüberschussrendite

– Monatliche Renditen –

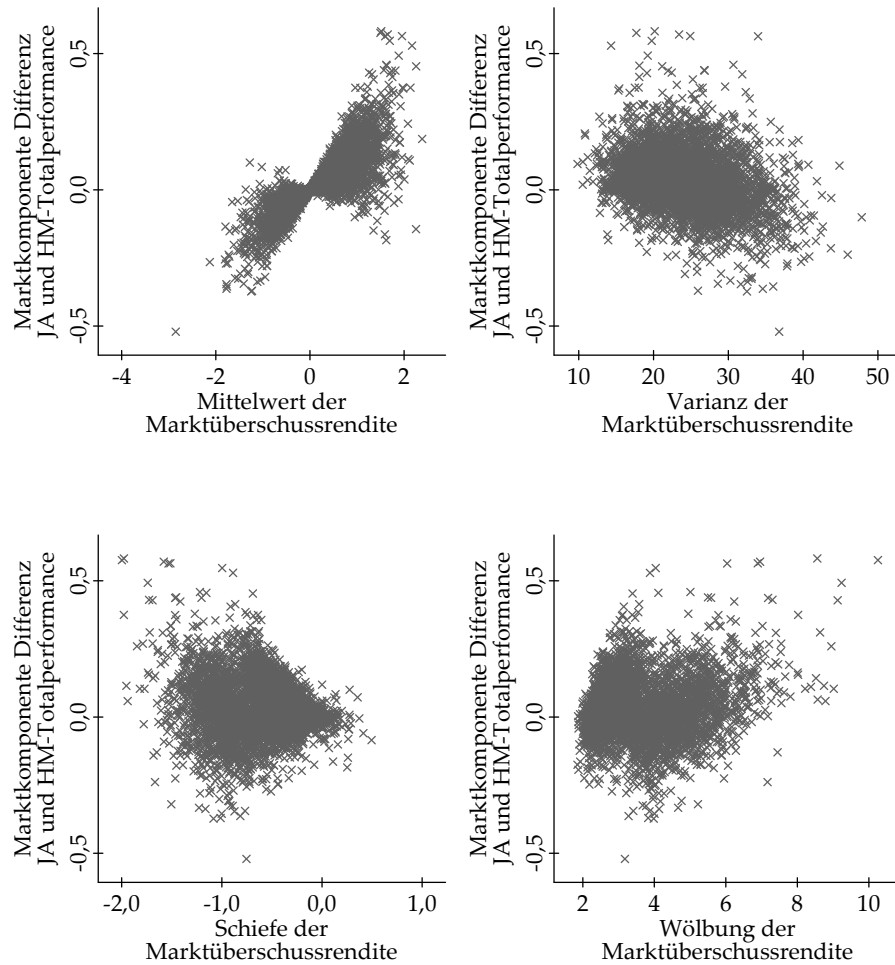


Abbildung 17 zeigt Streudiagramme der simulierten Marktkomponente der Differenz zwischen dem JA und der Totalperformance nach dem HM-Modell gegen zentrale Momente der Marktüberschussrendite. Zur Simulation werden 60 monatliche und 1260 tägliche Überschussrenditen des wertgewichteten CRSP-Aktienindex aus dem Zeitraum vom 01.09.1998 bis 31.12.2009 per Ziehung mit Zurücklegen ausgewählt, anhand derer die Marktkomponenten berechnet werden. Die Simulation wird 5000 Mal wiederholt. Alle Werte auf Basis monatlicher Renditen sind in Prozent p. m. angegeben, alle Werte auf Basis täglicher Rendite in Prozent p. d.

– Fortsetzung Abbildung 17 –

– Tägliche Renditen –

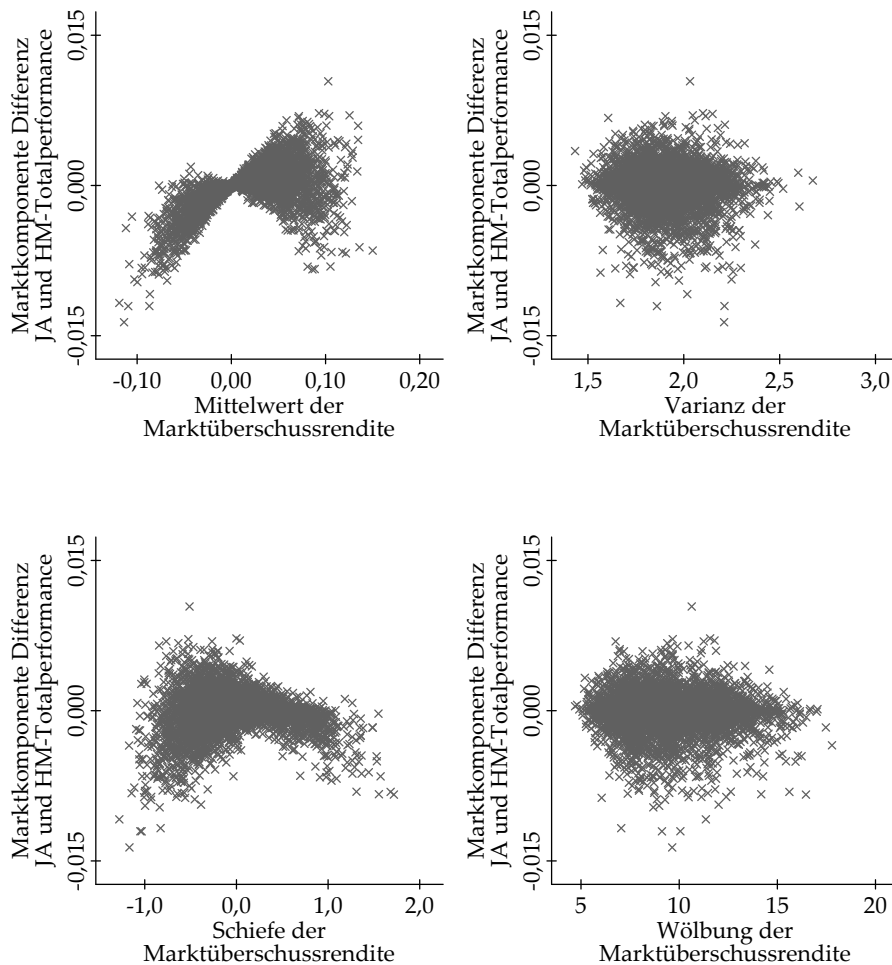


Abbildung 17 zeigt Streudiagramme der simulierten Marktkomponente der Differenz zwischen dem JA und der Totalperformance nach dem HM-Modell gegen zentrale Momente der Marktüberschussrendite. Zur Simulation werden 60 monatliche und 1260 tägliche Überschussrenditen des wertgewichteten CRSP-Aktienindex aus dem Zeitraum vom 01.09.1998 bis 31.12.2009 per Ziehung mit Zurücklegen ausgewählt, anhand derer die Marktkomponenten berechnet werden. Die Simulation wird 5000 Mal wiederholt. Alle Werte auf Basis monatlicher Renditen sind in Prozent p. m. angegeben, alle Werte auf Basis täglicher Rendite in Prozent p. d.

ßen – den Gamma-Koeffizienten – und zwei marktspezifischen Größen – den Koeffizienten α_{sq} und α_{put} im Fall der Selektionsperformance sowie $\text{Var}(er_m)$ und ξ im Fall der Timingperformance. Diese Strukturen entsprechen somit der Struktur der in Gleichung 45 gezeigten Beziehung zwischen der gemessenen TM- und HM-Totalperformance. Hervorzuheben ist, dass diese Beziehungen zwischen der gemessenen Selektions- bzw. Timingperformance ohne einschränkende Annahmen bezüglich der verwendeten Marktfaktoren oder der Investitionstätigkeiten des betrachteten Fonds gezeigt wurden.

Entsprechend dem Vorgehen im vorigen Abschnitt wird wieder die Annahme eines n. i. i. d. Einfaktor-Marktes getroffen, um die Beziehungen zwischen den Performancegrößen des TM- und des HM-Modells zu untersuchen. Dabei ist zunächst die Frage zu untersuchen, wie die gemessenen Timingaktivitäten zwischen den Modellen zusammenhängen. Eine analytische Herangehensweise ist in dem Fall nur möglich, wenn darüber hinaus zusätzliche Annahmen hinsichtlich des Renditegenerierungsprozesses des untersuchten Fonds getroffen werden. Aus diesem Grund geht die folgende Analyse über die Annahme eines n. i. i. d. Einfaktor-Marktes hinaus und unterstellt dem Datengenerierungsprozess des untersuchten Fonds die Charakteristiken des TM-Modells (er_i^{TM}) bzw. des HM-Modells (er_i^{HM}):

$$er_{i,t}^{TM} = a_i^{TM} + b_i^{TM} er_{m,t} + c_i^{TM} er_{m,t}^2 + e_{i,t}^{TM} \quad (57)$$

$$er_{i,t}^{HM} = a_i^{HM} + b_i^{HM} er_{m,t} + c_i^{HM} \max(0, -er_{m,t}) + e_{i,t}^{HM} \quad (58)$$

Die Annahme einer dieser beiden Renditegenerierungsprozesse setzt nicht notwendigerweise voraus, dass das Fondsmanagement auch über die entsprechenden Informationen verfügt. Die entsprechenden Charakteristika kann ein aktiv gemanagtes Portfolio auch dann aufweisen, wenn das Fondsmanagement über keinerlei ökonomisch relevante Information verfügt. Entscheidend für die weitere Herleitung ist, dass durch Annahme eines dieser Renditegenerierungsprozesse die Selektionsperformance und die Timingaktivitäten des betrachteten Fonds ausschließlich durch die Parameter a_i und c_i definiert sind. Auf dieser Grundlage lassen sich die OLS-Schätzer für die gemessenen Timingaktivitäten im Rahmen des TM-Modells unter Annahme des Renditegenerierungsprozesses er_i^{HM} und für die gemessenen Timaktivitäten unter Annahme des Ren-

ditegenerierungsprozesses er_i^{TM} herleiten.¹¹⁰ Für einen Fonds, dessen Renditen die Charakteristiken des HM-Modells aufweisen, ergibt sich auf dieser Basis folgende gemessene TM-Timingperformance:

$$tim_i^{TM} \Big|_{er_i^{HM}} = \frac{1}{2} tim_i^{HM} \quad (59)$$

Unter den getroffenen Annahmen wird die nach dem TM-Modell gemessene Timingperformance stets exakt die Hälfte der wahren Timingperformance betragen. Dies gilt unabhängig von den Verteilungsparametern der Marktüberschussrendite und der Qualität sowie dem Umfang der Timingaktivitäten des betrachteten Fonds. Die gemessene Selektionsperformance nach dem TM-Modell eines Fonds mit dem Renditegenerierungsprozess er_i^{HM} ergibt sich aus den Gleichungen 54 und 59 als:

$$\begin{aligned} sel_i^{TM} \Big|_{er_i^{HM}} &= sel_i^{HM} + \frac{1}{2} \gamma_i^{HM} (\mu_m^2 + \sigma_m^2) f_m(0) \\ &\approx sel_i^{HM} + \frac{1}{2} tim_i^{HM} \quad \text{für } |\mu_m| \rightarrow 0 \end{aligned} \quad (60)$$

Die Differenz zwischen der wahren Selektionsperformance sel_i^{HM} und der gemessenen Selektionsperformance sel_i^{TM} hängt ab vom Umfang der wahren Timingaktivitäten γ_i^{HM} und den Verteilungsparametern des Marktes. Unter der Annahme, dass der Betrag der erwarteten Marktrisikoprämie μ_m nahe 0 ist, beträgt die gemessene Selektionsperformance im TM-Modell die Summe aus der wahren Selektionsperformance im HM-Modell und der Hälfte der wahren Timingperformance tim_i^{HM} .

Die entsprechende Herleitung lässt sich auch unter Annahme des Renditegenerierungsprozesses er_i^{TM} führen. In diesem Fall ergibt sich folgende Beziehung zwischen der gemessenen Timingperformance tim_i^{HM} und der tatsächlichen Timingperformance tim_i^{TM} :

$$\begin{aligned} tim_i^{HM} \Big|_{er_i^{TM}} &= \frac{\sigma_m^4 \omega^2}{(\mu_m^2 + \sigma_m^2)(\Omega - \Omega^2) - \mu_m \sigma_m^2 \omega [1 - 2\Omega] - \sigma_m^4 \omega^2} tim_i^{TM} \\ &\quad \text{mit } \omega = f_m(0) \text{ und } \Omega = F_m(0) \\ &= \frac{2}{\pi - 2} tim_i^{TM} \quad \text{für } |\mu_m| \rightarrow 0 \\ &\approx 1,752 \cdot tim_i^{TM} \end{aligned} \quad (61)$$

¹¹⁰ Die Herleitungen finden sich in Anhang B.

Auch in diesem Fall ist die gemessene Timingperformance tim_i^{HM} proportional zur wahren Timingperformance tim_i^{TM} . Der Skalierungsfaktor – der Bruch in der ersten Zeile in Gleichung 61 – ist äußerst komplex, hängt jedoch ausschließlich von den Verteilungsparametern der Marktüberschussrenditen ab. Dieser Term weist ein Minimum auf für $\mu_m = 0$. In diesem Fall ergibt sich die vereinfachte Beziehung der zweiten Zeile in Gleichung 61: Die gemessene Timingperformance beträgt etwas weniger als das Doppelte der wahren Timingperformance, was im Wesentlichen dem Ergebnis entspricht, das bereits unter Annahme des Renditegenerierungsprozesses er_i^{HM} für die gemessene Timingperformance erzielt wurde. Für die gemessene Selektionsperformance sel_i^{TM} ergibt sich unter den gleichen Annahmen:

$$\begin{aligned} \text{sel}_i^{\text{HM}} \Big|_{\text{er}_i^{\text{TM}}} &= \text{sel}_i^{\text{TM}} + \frac{\pi - 4}{\pi - 2} \gamma_i^{\text{TM}} \sigma_m^2 \quad \text{für } |\mu_m| \rightarrow 0 \quad (62) \\ &\approx \text{sel}_i^{\text{TM}} - 0.752 \text{tim}_i^{\text{TM}} \end{aligned}$$

Die Differenz zwischen der gemessenen Selektionsperformance sel_i^{HM} und der wahren Selektionsperformance sel_i^{TM} beträgt ungefähr 75 % der wahren Timingperformance tim_i^{TM} . Insgesamt lässt sich damit festhalten, dass zwischen den Ergebnissen des TM-Modells und den Ergebnissen des HM-Modells lineare Zusammenhänge existieren, und zwar sowohl in Bezug auf die gemessene Timingperformance als auch hinsichtlich der gemessenen Selektionsperformance.

Die bisher erzielten theoretischen Ergebnisse führen zu dem Schluss, dass die Entscheidung zwischen der empirischen Anwendung des TM- oder des HM-Modells keine wesentliche Relevanz für die gemessene Performance besitzt. Dies legt nicht nur die bei beiden Modellen gegenüber dem JA gleiche bzw. fast identische Totalperformance nahe; vielmehr sind die separat erfassten Selektions- und Timingperformancemaße im Rahmen dieser Modelle als lineare Transformationen der tatsächlichen Investitionstätigkeiten des Fondsmanagements aufzufassen. Beide Modelle führen hier zu grundsätzlich vergleichbaren Aussagen, jedoch lässt sich in diesem Kontext nicht beurteilen, welches der beiden Modelle die Selektions- und Timingaktivitäten des Fondsmanagements korrekt wiedergibt.

Werden diese Performancekomponenten zu Investitionsentscheidungen herangezogen, setzt dies jedoch voraus, dass sie

ausschließlich aus Selektions- und Timingfähigkeiten resultieren. Sofern sie andere Ursachen aufweisen, ist diese Interpretation nicht mehr haltbar. Im folgenden Abschnitt wird kritisch hinterfragt, inwieweit signifikante Messungen von Timingfähigkeiten künstlich hervorgerufen werden können, um die Belastbarkeit empirischer Befunde einzuordnen.

5.3 MESSUNG VON TIMING MITTELS EX-POST-RENDITEN

Die folgende Diskussion setzt sich mit der Frage auseinander, ob Timingfähigkeiten von Fondsmanagern überhaupt auf der Grundlage realisierter Fondsrenditen messbar sind. Eine aus theoretischer Sicht abschließende Antwort zu diesem Problem kann im Weiteren nicht gefunden werden. Die aufgezeigte Kritik gibt allerdings Anlass zu bezweifeln, ob die empirische Messung der Fondsperformance mittels den hier vorgestellten Ansätzen eine belastbare Erfassung von Selektions- und Timingfähigkeiten ausschließlich ermöglicht.

Der Grundgedanke und gleichzeitig die Voraussetzung von Timingaktivitäten sind, dass die einem Fondsmanager zur Verfügung stehenden Investitionsmöglichkeiten systematische und idiosynkratische Risiken aufweisen.¹¹¹ Erst unter dieser Annahme lassen sich die Begriffe Wertpapierselektion und Markttiming definieren. Ebenso ist erst unter dieser Prämisse die Messung der Fondsperformance auf gegenüber dem systematischen Risiko adjustierten Basis gerechtfertigt. Im Unterschied zu den Finanztiteln ist es für Fonds jedoch plausibel, im Rahmen der Risikoadjustierung anzunehmen, dass das systematische Risiko eines Fonds von der kontemporären Prämie für systematisches Risiko abhängt, was eben Timingaktivitäten entspricht.

Dieser Gedanke lässt sich im Kontext eines Einfaktor-Modells leicht exemplarisch darstellen. Hierzu wird – modifiziert – eine verallgemeinerte Darstellung des TM- und des HM-Modells aus Gleichung aufgegriffen:

$$er_{i,t} = a_i + [b_i + c_i g(er_{m,t})] er_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (63)$$

¹¹¹ Damit verbunden ist auch die Existenz der Diversifikation, auf die sich die Unterscheidung zwischen systematischen und idiosynkratischen Risiken letztlich bezieht: Systematische Risiken können nicht durch Diversifikation vernichtet werden, idiosynkratische hingegen stets und vollständig.

Der Term in der eckigen Klammer gibt den dynamischen Verlauf des systematischen Risikos an. Der Fonds weist neben einem statischen Grundexposure b_i gegenüber dem Marktfaktor eine dynamische Komponente in Form des Produkts $c_i g(er_{m,t})$ auf. Der Koeffizient c_i gibt an, in welchem Umfang ein betrachteter Fonds sein systematisches Risiko im Untersuchungszeitraum angepasst hat. Die Funktion $g(er_{m,t})$ bildet in obiger Gleichung die Messung der Timingfähigkeiten ab und definiert damit das Performancemodell: Für $g(er_{m,t}) = er_{m,t}^2$ ergibt sich das TM-Modell im Kontext eines Einfaktor-Marktes, für $g(er_{m,t}) = \max(0, -er_{m,t})$ das HM-Modell im Kontext eines Einfaktor-Marktes. Das gesamte systematische Risiko ist damit abhängig von der Marktüberschussrendite in der gleichen Periode, was eine Abbildung von Timingfähigkeiten prinzipiell ermöglicht.

Die folgende Kritik konzentriert sich nicht auf die Wahl der Funktion $g(er_{m,t})$: Eine Fehlspezifizierung des Performancemodells gegenüber den tatsächlichen Timingaktivitäten in einem betrachteten Fonds schließt eine qualitativ korrekte Erfassung der Timingaktivitäten nicht a priori aus, wie im vorigen Abschnitt gezeigt wurde. Vielmehr ist fragwürdig, ob empirische Befunde des Koeffizienten c_i ausschließlich also Folge von Markttiming zu begründen sind. Ausgangspunkt der Argumentation ist der Erwartungswert des Koeffizienten c_i in einer OLS-Schätzung des Modells in Gleichung 63:

$$E(c_i)|_{OLS} = \frac{\text{Cov}(er_i, g(er_m))\text{Var}(er_m)}{\text{Var}(er_m)\text{Var}[g(er_m)] - \text{Cov}[er_m, g(er_m)]^2} - \frac{\text{Cov}(er_i, er_m)\text{Cov}[er_m, g(er_m)]}{\text{Var}(er_m)\text{Var}[g(er_m)] - \text{Cov}[er_m, g(er_m)]^2}$$

Den zentralen Einfluss auf die gemessenen Timingaktivitäten weist die Kovarianz zwischen er_i und $g(er_m)$ auf, welche eine Asymmetrie in der gemeinsamen Entwicklung zwischen der Fonds- und der Marktüberschussrendite wiedergibt. Im Kontext des TM- und des HM-Modells wird diese Asymmetrie als Maß der Timingaktivitäten eines Fonds aufgefasst. Diese Sichtweise setzt allerdings implizit voraus, dass einzig Informationen über zukünftige Markttrenditen als Ursache für eine solche Asymmetrie in Frage kommen. Damit wird eine Vielzahl alternativer Ursachen für solch eine Asymmetrie ausgeschlossen, obwohl diese theoretisch und empirisch belegt wurden. In

der wissenschaftlichen Literatur werden diese alternativen Ursachen unter dem Begriff „künstliches Timing“ zusammengefasst.

So weisen Optionen ein asymmetrisches Zahlungsprofil gegenüber ihrem Underlying auf. Jagannathan und Korajczyk (1986) zeigen, dass naive Optionsstrategien zu statistisch signifikanten Messungen von erfolgreichem Markttiming im HM-Modell führen können.¹¹² Dieses Phänomen kann bereits durch den Optionscharakter von Aktien, der sich aus unterschiedlichen Verschuldungsgraden von Aktienemittenten ergibt, hervorgerufen werden.¹¹³ Daneben lassen sich externe Performancemaße mittels geeigneter Optionsstrategien durch das Fondsmanagement zielgerichtet manipulieren, wie Goetzmann et al. (2007) zeigen. Diese Möglichkeit resultiert aus der Annahme stationärer Verteilungen von Portfoliorenditen, die u. a. im Rahmen der SR und des JA getroffen wird. Dynamische Investmentstrategien erzeugen hingegen instationäre Renditeverteilungen aktiver Portfolios. So kann das Fondsmanagement durch unterschiedliche Hebelung im Zeitverlauf die gemessene Performance künstlich erhöhen, ohne über superiore Informationen zu verfügen.¹¹⁴ Dies ist auch im Rahmen des TM- und des HM-Modells möglich, obwohl hier von instationären Verteilungen der Portfoliorendite ausgegangen wird.¹¹⁵

Darüber hinaus kann künstliches Timing aus den Aktivitäten von Fondsinvestoren resultieren: Edelen (1999) formuliert einen theoretischen Zusammenhang zwischen dem Zugang von Investorenvermögen in Fonds und gemessenen negativen Timingaktivitäten¹¹⁶ und kann diesen auch empirisch belegen.¹¹⁷ Eine Vielzahl empirischer Studien zeigt darüber hinaus, dass künstliche Timingaktivitäten gemessen werden, wenn relevante Marktfaktoren im Performancemodell fehlen.¹¹⁸ Ursache hierfür sind nicht-lineare Beziehungen zwischen dem

¹¹² Vgl. Jagannathan und Korajczyk (1986), S. 219–224. Glosten und Jagannathan (1994) formulieren eine vergleichbare Kritik im Rahmen ihres optionsbasierten Ansatzes zur Messung von Timingaktivitäten.

¹¹³ Vgl. Jagannathan und Korajczyk (1986), S. 225–228. Vgl. u. a. Black und Scholes (1973), S. 649–652, zu Optionscharakteristika von Aktien.

¹¹⁴ Vgl. Goetzmann et al. (2007), S. 1509–1510.

¹¹⁵ Vgl. Goetzmann et al. (2007), S. 1524–1526.

¹¹⁶ Vgl. Edelen (1999), S. 445–446.

¹¹⁷ Vgl. Edelen (1999), S. 461–464.

¹¹⁸ Vgl. Matallín-Sáez (2003), Comer (2006) und Comer et al. (2009).

vernachlässigten Marktfaktor und den berücksichtigten Faktoren.¹¹⁹

Auch im Rahmen von passiven Anlagestrategien ist künstliches Timing möglich: Während die klassische Kapitalmarkttheorie Investitionsentscheidungen nur in Abhängigkeit von Erwartungswert und Varianz der Renditeverteilungen von Wertpapieren betrachtet, entwickeln Kraus und Litzenberger (1976) ein Kapitalmarktgleichgewichtsmodell auf Basis der ersten drei zentralen Momente der Renditeverteilungen von Wertpapieren. Ihre empirischen Befunde und die späteren Untersuchungen¹²⁰ lassen darauf schließen, dass die Schiefe von Renditeverteilungen auf Kapitalmärkten eingepreist wird.¹²¹ Vor diesem Hintergrund kann das TM-Modell nicht mehr als Performancemaß zur Messung von Timingaktivitäten angesehen werden, sondern als Renditegenerierungsprozess von Finanztiteln im Kontext von erweiterten Kapitalmarktmodellen.¹²² Der Koeffizient γ_i^{TM} adjustiert in diesem Modell die Fondsrendite hinsichtlich ihrer Koschiefe¹²³ mit dem Marktportfolio, welche in dieser Modellwelt lediglich eine weitere systematische Risikoquelle darstellt. Die Interpretation dieses Koeffizienten als ein Maß für Timingaktivitäten lässt sich in diesem Fall nicht aufrechterhalten.¹²⁴

Insgesamt ist der Informationsgehalt gemessener Selektions- oder Timingperformance für Fondsinvestoren fragwürdig. Neben der Fähigkeit des Fondsmanagements, Marktüberschussrenditen oder Faktorprämien korrekt zu prognostizieren, existiert eine Vielzahl alternativer Ursachen für gemessene Timingaktivitäten. Solange diese alternativen Ursachen bei kon-

¹¹⁹ Vgl. Matallín-Sáez (2003), S. 776.

¹²⁰ Vgl. Chunhachinda et al. (1997), Kroner und Ng (1998) sowie Ang und Chen (2002).

¹²¹ Vgl. z. B. Lim (1989), S. 211–213.

¹²² Vgl. Harvey und Siddique (2000), S. 1265–1269, deren Bewertungsgleichung für Finanztitel dem TM-Modell entspricht. Chen et al. (2010) bestimmen die Timingfähigkeiten von US-Bondsfonds und berücksichtigen dabei Nicht-Linearitäten in den verwendeten Marktfaktoren.

¹²³ Koschiefe bezeichnet die Korrelation der Residuen einer CAPM-Schätzung eines Wertpapiers mit den quadrierten Renditen des verwendeten Marktfaktors. Eine positive Koschiefe mit dem Markt führt also dazu, dass das entsprechende Wertpapier in Phasen extremer Markttrendite über der SML liegt. Das Wertpapier sichert einen Investor in diesen Phasen ab, weshalb rationale Investoren eine positive Koschiefe präferieren; vgl. Barone Adesi et al. (2004), S. 474.

¹²⁴ Vgl. Chen et al. (2010), S. 75.

kreten empirischen Resultaten nicht ausgeschlossen werden können, ist deren ökonomische Interpretation nicht belastbar. Diese Kritik gilt für alle faktormodellbasierten Ansätze zur separaten Erfassung von Selektions- und Timingperformance von Fondsrenditen.

EMPIRISCHE BEZIEHUNGEN DER GEMESSENEN PERFORMANCE OFFENER US-AKTIENFONDS

In diesem Kapitel werden die bisherigen theoretischen Erkenntnisse unter Verwendung eines umfangreichen Datensatzes US-amerikanischer Publikumsfonds empirisch überprüft. Die der Datenbasis zugrunde liegenden Auswahlkriterien werden im ersten Unterabschnitt beschrieben. Ausgangspunkt der weiteren Untersuchung bildet die Schätzung des JA, des TM-Modells und des HM-Modells für jeden Fonds im Datensatz. Die Ergebnisse dieser Schätzung werden in Abschnitt 6.2 dargestellt. In Abschnitt 6.3 werden die Beziehungen zwischen den Performancegrößen der untersuchten Modelle ausführlich untersucht und kritisch diskutiert, insbesondere im Hinblick auf die Ergebnisse des vorigen Kapitels. Den Abschluss dieser empirischen Untersuchung bildet eine umfangreiche Robustheitsüberprüfung in Abschnitt 6.4 der empirischen Resultate.

6.1 VORSTELLUNG DER UNTERSUCHTEN DATENBASIS

Viele empirische Studien der Timingfähigkeiten von Fondsmanagern basieren auf monatlichen Renditen.¹²⁵ Dabei kann das Intervall der Renditebeobachtungen jedoch zu verzerrten Messungen von Timingaktivitäten führen: Bollen und Busse (2001) zeigen in einer empirischen Studie, dass sich mittels täglicher Fondsrenditen häufiger statistisch signifikante Timingfähigkeiten messen lassen. Goetzmann et al. (2000) zeigen in einer Simulation, dass die Messung von täglichen Timingaktivitäten auf Basis monatlicher Renditen verzerrt ist. Aus diesem Grund

¹²⁵ Vgl. z. B. Grinblatt und Titman (1994), Cai et al. (1997), Kryzanowski et al. (1997), Becker et al. (1999), Chen und Liang (2007) sowie Jiang et al. (2007).

wird die folgende empirische Analyse sowohl auf Basis täglicher als auch auf Basis monatlicher Fondsrenditen durchgeführt.

Die Datenbasis der Fondsrenditen bildet die Survivorship-Bias-Free US Mutual Fund Database des Center for Research in Security Prices (CRSP). Die Auswahl der betrachteten Fonds aus der Datenbasis orientiert sich an zwei Aspekten: zum einen am Investmentschwerpunkt der untersuchten Fonds und zum anderen an Umfang und Qualität ihrer jeweiligen Renditehistorie. In Bezug auf den Investmentschwerpunkt werden Fonds ausgewählt, die ausschließlich in US-amerikanische Aktientitel investieren. Sektorfonds werden ausgeschlossen, da sie sektorspezifischer Marktfaktoren bedürfen. Die Auswahl orientiert sich wieder an den Objective Codes der Fonds.¹²⁶ In Bezug auf die Renditehistorie werden nur Fonds berücksichtigt, deren monatliche und tägliche Renditen im Zeitraum vom 01.09.1998 bis 31.12.2009 lückenlos und frei von Extremwerten vorliegt. Dabei werden für jeden Fonds exakt deckungsgleiche Zeitreihen täglicher und monatlicher Renditen ausgewählt, die sich ausschließlich in der Renditefrequenz unterscheiden.

Die Stichprobe ist weitestgehend frei von Survivorship Bias in dem Sinne, dass sie die zugrunde liegende Datenbasis in dieser Hinsicht nur marginal verschlechtert. Die Notwendigkeit hierfür resultiert aus der Tatsache, dass im Weiteren das JA, das TM- und das HM-Modell auf Einzelfondsebene geschätzt werden. Hierfür ist eine Mindestanzahl von Beobachtungen erforderlich. Aus der Datenbasis werden Fonds entfernt, deren monatliche Renditehistorien weniger als 36 Beobachtungen umfassen.¹²⁷ Da der Fokus dieser Untersuchung auf den Beziehungen zwischen den verwendeten Performancemaßen liegt, kann der daraus resultierende Survivorship Bias in Kauf genommen werden.

Abschließend werden multiple Anteilsscheine in der Fondsstichprobe aggregiert. Die Praxis, für ein Fondsvermögen mehrere Klassen von Anteilsscheine zu emittieren, die sich in Art und Umfang der Gebührenverrechnung unterscheiden, hat nach einer Änderung der aufsichtsrechtlichen Regelungen¹²⁸

¹²⁶ Anhang A beschreibt das nähere Vorgehen.

¹²⁷ Da die täglichen Fondsrenditen für den exakt selben Zeitraum vorliegen, ist bei diesen immer eine ausreichende Anzahl von Beobachtungen gegeben.

¹²⁸ Regel 18f-3 der Securities and Exchange Commission's (SEC) wurde am 02.03.1995 in dieser Hinsicht geändert.

seit Mitte der 90er Jahre bei US-Publikumsfonds Einzug gehalten.¹²⁹ Die verwendete Datenbasis erfasst nicht Fonds, sondern deren Anteilsscheine als Merkmalsträger. Da sich die Renditehistorien verschiedener Anteilsklassen nur marginal unterscheiden und für einzelne Fonds über 20 Anteilsscheinklassen existieren, müssen multiple Anteilsscheine ausgeschlossen werden, um Verzerrungen in Querschnittsbetrachtungen zu vermeiden. Daher wird für jeden Fonds mit multiplen Anteilsscheinklassen nur die älteste Klasse berücksichtigt. In der untersuchten Stichprobe verbleiben damit abschließend 2337 Fonds.

Für die Schätzung des JA, des TM-Modells und des HM-Modells wird auf die Marktfaktorspezifikation von Fama und French (1993) sowie Carhart (1997) zurückgegriffen. Die Marktfaktordaten stammen von French (2011) und umfassen die folgenden vier Marktfaktoren: den wertgewichteten Index aller an der New York Stock Exchange (NYSE), der American Exchange (AMEX) und der Börse der National Association of Securities Dealers Automated Quotations (NASDAQ) gehandelten Aktien des CRSP, einen SMB- und einen HML- sowie einen Momentum-Faktor. Diese Marktfaktorspezifikation wird im Folgenden als Vierfaktor-Markt bezeichnet. Grundsätzlich werden in allen Schätzungen des TM- und des HM-Modells nur Timingaktivitäten in Bezug auf den Marktindex berücksichtigt. Dieses Vorgehen entspricht der Mehrzahl der empirischen Studien, auch wenn in der neueren Literatur vereinzelt simultane, mehrdimensionale Timingfähigkeiten untersucht werden.¹³⁰

6.2 DARSTELLUNG DER GEMESSENEN PERFORMANCEGRÖSSEN

6.2.1 Deskriptive Statistiken der Totalperformance

Die im Folgenden dargestellten Ergebnisse basieren auf dem Vierfaktor-Markt. Für jeden Fonds werden jeweils das JA in Gleichung 27, das TM-Modell in Gleichung 28 und das HM-

¹²⁹ Vgl. Lesseig et al. (2002), S. 81. Diese Studie sowie O'Neal (1999) untersuchen das Phänomen kritisch und kommen zu dem Schluss, dass multiple Anteilsscheinklassen und die damit verbundenen Vergütungsstrukturen für den Fondsvertrieb Fondsinvestoren letztlich systematisch benachteiligen.

¹³⁰ Dieses Phänomen untersuchen u. a. Aragon (2005) und Comer (2006). Chen und Liang (2007) untersuchen simultanes Timing eines Marktfaktors hinsichtlich dessen Ausprägung und Volatilität.

Modell in Gleichung 29 mittels OLS geschätzt. Standardfehler der Regressionskoeffizienten werden robust gegenüber heteroskedastischen und autokorrelierten Residuen nach Newey und West (1987) ermittelt.¹³¹ Diese Schätzungen werden sowohl mit täglichen als auch mit Monatsrenditen durchgeführt. Für das TM- und das HM-Modell wird die Timingperformance nach Gleichung 32 und Gleichung 33 berechnet. Dabei werden die marktbezogenen Inputgrößen der beiden Gleichungen jeweils für den Zeitraum geschätzt, für den auch die Renditehistorie des betrachteten Fonds vorliegt. Anschließend wird die Totalperformance jeweils wie in Gleichung 34 bzw. 35 als Summe aus Selektions- und Timingperformance berechnet. Tabelle 13 zeigt deskriptive Statistiken der gemessenen Totalperformance für die gesamte Fondsstichprobe.

Tabelle 13: Deskriptive Statistiken der Totalperformance nach dem JA, dem TM-Modell und dem HM-Modell

Statistik	Monatsrenditen			Tagesrenditen		
	JA	TM	HM	JA	TM	HM
Mittelw.	-0,53	-0,54	-0,54	-0,67	-0,69	-0,69
Median	-0,71	-0,70	-0,70	-0,73	-0,74	-0,73
Std.-Abw.	3,60	3,60	3,60	3,32	3,32	3,32
Schiefe	1,50	1,45	1,52	-0,04	-0,06	-0,05
Wölbung	24,04	23,38	24,34	9,21	9,22	9,21

Tabelle 13 zeigt den Mittelwert, den Median, die Standardabweichung, die Schiefe und die Wölbung der gemessenen Totalperformance für die Gesamtstichprobe (N = 2337). Mit Ausnahme von Schiefe und Wölbung sind alle Werte in Prozent p. a. angegeben.

Der Vergleich der drei Performancemaße zeigt auffallende Übereinstimmungen. Die gemessene Totalperformance ist in allen drei Maßen im Schnitt negativ, was den Ergebnissen der Mehrzahl der empirischen Studien auf Grundlage von Nachkosten-Renditen entspricht.¹³² Die Querschnittsverteilung

¹³¹ Der Umfang der berücksichtigten Autokorrelation der Residuen wurde entsprechend dem von Newey und West (1994), S. 641, im Kontext des Bartlett-Kernels vorgeschlagenen Verfahrens gewählt.

¹³² Zu diesem Ergebnis kommt bereits Jensen (1968), S. 403. Weiterhin finden u. a. Elton et al. (1993), Ferson und Schadt (1996), Carhart (1997) sowie Pastor und Stambaugh (2002) eine negative durchschnittliche Totalperformance offener US-Aktienfonds auf Basis vergleichbarer Modelle.

gen der gemessenen Totalperformance stimmen zwischen den drei Performancemaßen überein: Nicht nur die Lagemaße sind quasi identisch, sondern auch Streuung und Gestalt der Querschnittsverteilungen sind bei allen drei Modellen nahezu gleich. Vorhandene Unterschiede sind mit wenigen Basispunkten pro Jahr durchgehend ökonomisch insignifikant. Diese Übereinstimmung der Totalperformance findet sich innerhalb der täglichen wie der monatlichen Fondsrenditen. Neben der gemessenen Performance selbst weisen auch die inferenzstatistischen Ergebnisse der drei Modelle frappierende Ähnlichkeiten auf, wie Tabelle 14 zeigt.

Tabelle 14: Signifikanz der Totalperformance nach dem JA, dem TM-Modell und dem HM-Modell

Anteil	Monatsrenditen			Tagesrenditen		
	JA	TM	HM	JA	TM	HM
Positiv	38,41	38,33	38,40	37,81	37,58	37,64
Negativ	61,59	61,67	61,60	62,19	62,42	62,36
Sig. positiv	3,03	3,08	3,11	3,60	3,48	3,50
Sig. negativ	10,53	10,74	10,78	9,32	9,63	9,67

Tabelle 14 zeigt den Anteil positiver, negativer, statistisch signifikant positiver und statistisch signifikant negativer Totalperformance in der Gesamtstichprobe ($N = 2337$). Das Signifikanzniveau beträgt jeweils $\alpha = 5\%$. Alle Werte sind in Prozent angegeben.

Wie die negativen Mittelwerte und Mediane der gemessenen Totalperformance erwarten lassen, überwiegt der Anteil negativer Totalperformance an der Gesamtstichprobe. Bei Verwendung monatlicher Fondsrenditen sind unabhängig vom verwendeten Modell ca. 14 % der Ergebnisse statistisch signifikant zu einem Signifikanzniveau von $\alpha = 5\%$; bei Verwendung täglicher Fondsrenditen ist der Anteil mit jeweils ca. 13 % nur marginal geringer. In beiden Fällen weisen überproportional viele Fonds eine negative, statistisch signifikante Totalperformance auf. Insgesamt lässt sich damit festhalten, dass sich die Verteilung der gemessenen Totalperformance im Querschnitt zwischen den drei Modellen nur unwesentlich unterscheidet. Dies trifft sowohl auf ihre Ausprägung als auch ihre statistische Signifikanz zu.

6.2.2 Deskriptive Statistiken der Selektions- und Timingperformance

Im nächsten Schritt werden nun die Komponenten der Totalperformance betrachtet. Dazu werden die bisherigen Auswertungen für die Selektions- und Timingperformance wiederholt. In Tabelle 18 sind deskriptive Statistiken der gemessenen Selektionsperformance nach dem TM-Modell und dem HM-Modell für die gesamte Fondsstichprobe dargestellt.

Tabelle 15: Deskriptive Statistiken der Selektionsperformance nach dem TM-Modell und dem HM-Modell

Statistik	Monatsrenditen		Tagesrenditen	
	TM	HM	TM	HM
Mittelw.	−0,48	−0,78	−1,16	−1,90
Median	−0,64	−0,95	−1,11	−2,10
Std.-Abw.	4,54	5,87	4,18	6,57
Schiefe	2,58	2,11	−0,14	1,29
Wölbung	35,68	22,54	9,61	20,57

Tabelle 15 zeigt den Mittelwert, den Median, die Standardabweichung, die Schiefe und die Wölbung der gemessenen Selektionsperformance für die Gesamtstichprobe (N = 2337). Mit Ausnahme von Schiefe und Wölbung sind alle Werte in Prozent p. a. angegeben.

Im Schnitt waren die Fonds nicht in der Lage, Einzelwerte erfolgreich zu selektieren, unabhängig von Performancemodell und Renditeintervall. Die durchschnittliche Selektionsperformance ist geringer unter Verwendung täglicher Fondsrenditen. Im Gegensatz zu den Statistiken der Totalperformance zeigen sich deutliche Unterschiede zwischen den Ergebnissen des TM-Modells und den Ergebnissen des HM-Modells: So ist die gemessene Selektionsperformance nach dem TM-Modell im Schnitt stets höher als im HM-Modell. Im Gegenzug streut die Selektionsperformance im HM-Modell stärker. Über die Gestalt der Querschnittsverteilung der Selektionsperformance lässt sich keine einheitliche Aussage treffen. In Tabelle 16 wird die gemessene Timingperformance deskriptiv ausgewertet.

Im Gegensatz zur Selektionsperformance ist die Timingperformance im Durchschnitt neutral bis positiv, Letzteres insbe-

Tabelle 16: Deskriptive Statistiken der Timingperformance nach dem TM-Modell und dem HM-Modell

Statistik	Monatsrenditen		Tagesrenditen	
	TM	HM	TM	HM
Mittelw.	0,01	0,44	0,54	1,55
Median	0,00	0,26	0,44	1,46
Std.-Abw.	2,87	4,94	2,60	5,68
Schiefe	−0,48	−0,10	1,96	1,32
Wölbung	11,53	10,10	26,91	21,75

Tabelle 16 zeigt den Mittelwert, den Median, die Standardabweichung, die Schiefe und die Wölbung der gemessenen Timingperformance für die Gesamtstichprobe (N = 2337). Mit Ausnahme von Schiefe und Wölbung sind alle Werte in Prozent p. a. angegeben.

sondere unter Verwendung von Tagesrenditen.¹³³ Die Beträge der durchschnittlichen Timingperformance sind niedriger als die der durchschnittlichen Selektionsperformance, was die im Schnitt schwach negative Totalperformance erklärt. Die Unterschiede zwischen dem TM- und dem HM-Modell weisen ebenfalls eine erkennbare Struktur auf: Das TM-Modell führt im Vergleich zum HM-Modell zu einer durchschnittlich niedrigeren Timingperformance. Dabei streut die Timingperformance des TM-Modells in geringerem Maße als die des HM-Modells – in dieser Hinsicht stimmen die Ergebnisse mit der Auswertung der Selektionsperformance in der vorigen Tabelle überein.

In Tabelle 17 wird die statistische Signifikanz der Selektions- und Timingperformance ausgewertet. Die Anteile positiver Selektions- und Timingperformance spiegeln im Wesentlichen die entsprechenden Mittelwerte aus den vorigen Tabellen wider: Unabhängig von Modell und Renditeintervall überwiegt die negative Selektionsperformance, die Timingperformance ist ausgeglichen unter Verwendung monatlicher und überwiegend positiv unter Verwendung täglicher Fondsrenditen. Hinsichtlich des Anteils signifikanter Messungen lässt sich ein Einfluss des Renditeintervalls beobachten: Bei monatlichen Renditen finden sich mehr signifikante Ergebnisse im TM-Modell, bei täglichen Renditen hingegen im HM-Modell. In beiden Modellen und Renditeintervallen ergeben sich jeweils deutlich mehr si-

¹³³ Goetzmann et al. (2000) kommen zu einem vergleichbaren Ergebnis.

Tabelle 17: Signifikanz der Selektions- und Timingperformance

Anteil	Monatsrenditen		Tagesrenditen	
	TM	HM	TM	HM
Panel A: Selektionsperformance				
Positiv	41,54	39,51	35,10	33,23
Negativ	58,46	60,49	64,90	66,77
Sig. positiv	3,40	2,06	3,21	5,41
Sig. negativ	10,46	8,34	16,35	22,62
Panel B: Timingperformance				
Positiv	49,92	54,37	61,38	64,45
Negativ	50,08	45,63	38,62	35,55
Sig. positiv	7,21	4,84	10,51	16,01
Sig. negativ	6,58	3,36	4,74	4,79

Tabelle 17 zeigt den Anteil positiver, negativer, statistisch signifikant positiver und statistisch signifikant negativer Selektions- und Timingperformance in der Gesamtstichprobe ($N = 2337$). Das Signifikanzniveau beträgt jeweils $\alpha = 5\%$. Alle Werte sind in Prozent angegeben.

signifikante Ergebnisse, als beim gegebenen Signifikanzniveau von 5 % unter Geltung der H_0 -Hypothese zu erwarten wäre.

6.2.3 Der Einfluss von Timingaktivitäten auf die Querschnittsverteilung der Performance

In Tabelle 18 wird untersucht, ob die Existenz statistisch signifikanter Timingaktivitäten eine Aussage über die Totalperformance erlaubt. Hierfür werden deskriptive Statistiken der gemessenen Totalperformance für drei disjunkte Teilstichproben betrachtet: Fonds, die nach wenigstens einem Modell statistisch signifikant positive (negative) Timingaktivitäten aufweisen, sind in Panel A (Panel C) aufgeführt. Das dabei verwendete Signifikanzniveau beträgt $\alpha = 5\%$. Fonds, die in keinem Modell statistisch signifikante Timingaktivitäten aufweisen, sind in Panel B aufgeführt.

Zwischen den drei Modellen stimmen die Ergebnisse in den Panels weitgehend überein, wie dies bereits in der Untersuchung der Gesamtstichprobe in Tabelle 13 der Fall war: Mittelwert und Median der Totalperformance variieren zwischen

Tabelle 18: Deskriptive Statistiken der Totalperformance für Teilstichproben nach Markttiming

Statistik	Monatsrenditen			Tagesrenditen		
	JA	TM	HM	JA	TM	HM
Panel A: Positive Timingaktivitäten						
Mittelw.	−0,05	0,00	−0,09	−0,97	−1,03	−1,03
Median	−0,42	−0,40	−0,54	−0,94	−1,00	−0,99
Std.-Abw.	3,32	3,34	3,33	2,61	2,61	2,61
Schiefe	0,18	0,38	0,33	−0,48	−0,54	−0,52
Wölbung	5,26	5,21	5,31	8,33	8,50	8,40
Panel B: Keine Timingaktivitäten						
Mittelw.	−0,53	−0,54	−0,54	−0,64	−0,65	−0,65
Median	−0,71	−0,71	−0,71	−0,67	−0,67	−0,67
Std.-Abw.	3,68	3,67	3,68	3,44	3,44	3,44
Schiefe	1,63	1,59	1,65	−0,97	−0,09	−0,09
Wölbung	25,57	25,08	26,03	9,38	9,39	9,38
Panel C: Negative Timingaktivitäten						
Mittelw.	−1,07	−1,17	−1,08	−0,18	−0,14	−0,15
Median	−1,00	−1,13	−1,07	−0,56	−0,52	−0,53
Std.-Abw.	3,11	3,18	3,28	6,18	6,20	6,23
Schiefe	0,12	−0,06	0,08	0,44	0,47	0,47
Wölbung	4,09	4,08	3,86	4,83	4,82	4,84

Tabelle 18 zeigt den Mittelwert, den Median, die Standardabweichung, die Schiefe und die Wölbung der gemessenen Totalperformance für Teilstichproben nach Markttiming. Mit Ausnahme von Schiefe und Wölbung sind alle Werte in Prozent p. a. angegeben.

den Modellen nur um wenige Basispunkte pro Jahr. Gleiches gilt für die Streuung, die Schiefe und die Wölbung des Querschnitts der gemessenen Totalperformance. Wie die theoretischen Ergebnisse erwarten lassen, hat die Existenz von gemessenen Timingaktivitäten einen schwachen Einfluss auf die gemessene Totalperformance: So findet sich in Panel B zwischen den drei Modellen eine stärkere Übereinstimmung, als dies in den anderen beiden Panels der Fall ist. Dies entspricht dem Resultat der theoretischen Analyse: Gamma-Koeffizienten bestimmen als fondsspezifische Komponenten, inwieweit sich bei gegebener Marktlage die gemessene Totalperformance nach dem

TM- bzw. dem HM-Modell von der JA-Totalperformance unterscheidet.

Der Vergleich der drei Panels zeigt, dass sich die Querschnittsverteilungen der Totalperformance zwischen den drei Teilstichproben insbesondere hinsichtlich der Lage unterscheiden. So ist die durchschnittliche monatliche Totalperformance in Panel A am höchsten und in Panel C am niedrigsten. Unter Verwendung täglicher Fondsrenditen ergibt sich das umgekehrte Bild: Hier ist die Totalperformance der Fonds mit positiven Timingfähigkeiten (Panel A) am niedrigsten und die der Fonds mit negativen Timingfähigkeiten (Panel C) am höchsten. Diese Unterschiede sind jedoch nur zu geringen Teilen statistisch signifikant, wie die impliziten Signifikanzniveaus (p-Werte) von Hypothesentests der Mittelwerte der drei Panel in Tabelle 19 zeigen.

Tabelle 19: Signifikanztests der Totalperformance für Teilstichproben nach Markttiming

Test	Monatsrenditen			Tagesrenditen		
	JA	TM	HM	JA	TM	HM
ANOVA	2,79	0,82	3,09	4,41	1,69	1,88
t-Test A > B	2,78	1,59	3,33	97,59	99,03	98,92
t-Test B > C	1,35	0,55	1,45	93,67	95,29	95,15

Tabelle 19 zeigt p-Werte verschiedener Hypothesentests des Mittelwerts der gemessenen Totalperformance für Teilstichproben nach Markttiming. Die erste Spalte gibt den Hypothesentest an. Alle Werte sind in Prozent angegeben.

Für beide Renditeintervalle variiert der Mittelwert der Totalperformance über alle drei Panels signifikant zum Niveau $\alpha = 5\%$. Unter Verwendung monatlicher Renditen unterscheiden sich nach den durchgeführten t-Tests die Mittelwerte der Totalperformance über die Panel in der erwarteten Weise: Fonds mit signifikant positiven Timingaktivitäten (Panel A) performen im Schnitt besser als Fonds ohne signifikante Timingaktivitäten (Panel B), welche wiederum im Schnitt eine höhere Totalperformance aufweisen als Fonds mit signifikant negativen Timingaktivitäten (Panel C). Unter Verwendung täglicher Renditen gilt hingegen das Gegenteil. Diese Aussagen treffen unabhängig vom verwendeten Performancemaß zu, was aber-

mals ein Indiz für die Übereinstimmung der Ergebnisse der drei Modelle darstellt.

Im Kontext monatlicher Fondsrenditen ist dieses Ergebnis konsistent mit der ökonomischen Interpretation gemessener Timingfähigkeiten als Resultat superiorer Information des Fondsmanagements. Unter Verwendung täglicher Fondsrenditen stehen die Ergebnisse im Widerspruch zu dieser Interpretation. Zwei Gegenargumente könnten hierzu angeführt werden: Zum einen könnte die Ausnutzung von Timinginformationen mit derart hohen Transaktionskosten verbunden sein, dass aus Timingaktivitäten eine negative Nach-Kosten-Rendite resultiert. Zum anderen wäre denkbar, dass Fondsmanager, die über Timingfähigkeiten verfügen, eine überproportional höhere Managementgebühr einfordern, woraus ebenfalls eine negative Nach-Kosten-Rendite resultieren würde. Beide Argumentationen führen jedoch zu der Konsequenz, dass Timingstrategien für Fondsinvestoren keine ökonomischen Anreize aufweisen. Darüber hinaus können sie nicht erklären, warum Fonds mit statistisch signifikanten, negativen Timingfähigkeiten eine höhere Totalperformance erzielen.

Insgesamt lässt sich festhalten, dass statistisch signifikante Timingaktivitäten von Fonds in der Stichprobe Rückschlüsse auf den Querschnitt der Totalperformance zulassen. Für monatliche Fondsrenditen weisen erfolgreiche Markttimer eine im Schnitt höhere Totalperformance auf. Unter Verwendung täglicher Renditen trifft auf diese Fonds das Gegenteil zu. Beides gilt unabhängig vom verwendeten Performancemaß und dokumentiert erneut die Relevanz des verwendeten Renditeintervalls in der Performancemessung. Ferner stützen die Befunde unter Verwendung täglicher Renditen die in Kapitel 5.3 dargestellte Kritik.

6.3 BEZIEHUNGEN DER GEMESSENEN PERFORMANCEGRÖSSEN

Es werden nun die Beziehungen zwischen der Total-, der Timing- und der Selektionsperformance untersucht. Wesentliches Ziel ist dabei, die in Kapitel 5 gewonnenen theoretischen Erkenntnisse empirisch zu überprüfen.

6.3.1 Beziehungen der gemessenen Totalperformance

Abbildung 18 zeigt Streudiagramme der Totalperformance für die gesamte Stichprobe.¹³⁴ Die Übereinstimmung der gemessenen Totalperformance, die sich in den deskriptiven Statistiken im vorigen Abschnitt angedeutet hat, findet sich auf Einzelfondsebene überdeutlich. Die Streudiagramme zeigen nicht nur eindeutig, dass die Ergebnisse der drei Modelle hochgradig miteinander korreliert sind, sondern auch, dass die Ergebnisse auf Einzelfondsebene faktisch übereinstimmen. Letzteres lässt sich an Konstante und Steigung der eingezeichneten Schätzgeraden von Querschnittsregressionen des jeweiligen Streudiagramms erkennen. Die Übereinstimmung der Totalperformance findet sich für alle drei Maße und beide Renditeintervalle. Die Schätzungen folgender Querschnittsregressionen der verschiedenen Totalperformancemaße für das Gesamtsample bestätigen dies:

Modell	Querschnittsregression
JA-TM	$\text{tot}_i^{\text{JA}} = a + b \cdot \text{tot}_i^{\text{TM}} + e_i$
JA-HM	$\text{tot}_i^{\text{JA}} = a + b \cdot \text{tot}_i^{\text{HM}} + e_i$
TM-HM	$\text{tot}_i^{\text{TM}} = a + b \cdot \text{tot}_i^{\text{HM}} + e_i$

Die Schätzungen werden per OLS durchgeführt, Standardfehler der Regressionskoeffizienten werden nach White (1980) robust gegenüber heteroskedastischen Residuen geschätzt. Die Übereinstimmung der gemessenen Totalperformance wird überprüft, indem die Regressionskonstanten zweiseitig auf Signifikanz gegen die H_0 -Hypothese $x_0 = 0$ und die Steigungskoeffizienten zweiseitig gegen die H_0 -Hypothese $x_0 = 1$ getestet werden.

Die gemessene Totalperformance stimmt zwischen allen drei Modellen in der Gesamtstichprobe überein. Wie die Bestimmtheitsmaße zeigen, ist die Korrelation zwischen den Totalperformancegrößen quasi perfekt. Die Regressionskonstanten weichen durchgehend statistisch signifikant von 0 ab, die resultierende Verschiebung der Totalperformance ist aber mit einem Betrag von maximal ca. 0,1 Basispunkten pro Monat ökonomisch irrelevant. Die Steigungskoeffizienten weichen nie

¹³⁴ Um Verzerrungen der durchgeführten Querschnittsregressionen zu vermeiden, wurde auf eine Umrechnung der Performancegrößen in Prozent p. a. verzichtet.

Abbildung 18: Streudiagramme der gemessenen Totalperformance

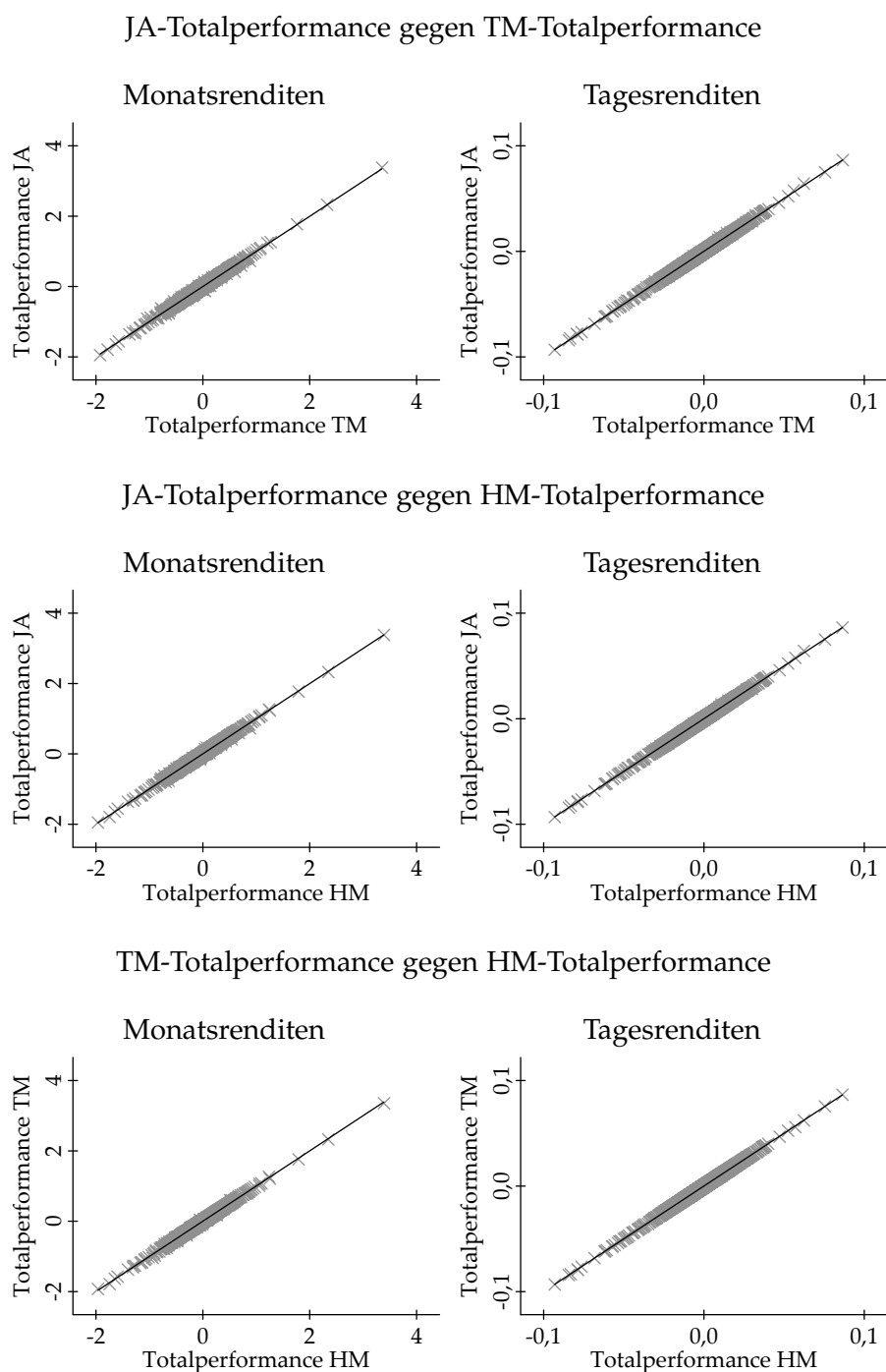


Abbildung 18 zeigt Streudiagramme der Totalperformance. Alle Werte auf Basis monatlicher Renditen sind in Prozent p. m. angegeben, alle Werte auf Basis täglicher Rendite in Prozent p. d.

Tabelle 20: Querschnittsregressionen der Totalperformance

Modell	Monatsrenditen			Tagesrenditen		
	R ²	a	b	R ²	a	b
JA-TM	99,65	0,001**	0,997	99,96	0,000***	1,000
JA-HM	99,75	0,001***	0,998	99,97	0,000***	1,000
TM-HM	99,86	0,001***	1,000	99,99	0,000**	1,000

Tabelle 20 zeigt das Bestimmtheitsmaß (R^2) und die Koeffizienten von Querschnittsregressionen der gemessenen Totalperformance für die Gesamtstichprobe ($N = 2337$). Die erste Spalte gibt die durchgeführte Regression an. Die Asteriske indizieren Signifikanzniveaus von 1 % (***), 5 % (**) und 10 % (*) für Signifikanztests der Regressionskoeffizienten. Für die Konstante a ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0$, für den Koeffizienten b ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 1$. Die Standardfehler wurden robust gegenüber heteroskedastischen Residuen nach White (1980) geschätzt. Bestimmtheitsmaß und Konstante sind in Prozent angegeben.

signifikant von 1 ab. Ihr Wert indiziert in Einzelfällen eine ökonomisch vernachlässigbare Stauchung der gemessenen Totalperformance. Kritisch anzumerken ist, dass eine Schätzung der Querschnittsregression für die Gesamtstichprobe potentiell verzerrt sein kann, da sich gegenläufige Beziehungen der Totalperformance zwischen Fonds mit positiven Timingfähigkeiten und Fonds mit negativen Timingfähigkeiten aufheben könnten. Diese Schätzungen werden daher für die bereits verwendeten Teilstichproben nach Markttiming wiederholt, wobei Schätzverfahren und Signifikanztests unverändert bleiben. Tabelle 20 zeigt die Schätzergebnisse für die Teilstichproben.

Die Unterschiede zwischen den drei Panels sind marginal: Bestimmtheitsmaße, Regressionskonstanten und Steigungskoeffizienten unterscheiden sich nur geringfügig. Insgesamt ergibt sich in beiden Renditeintervallen und allen drei Panels dieselbe Aussage, die sich auch aus den Ergebnissen für die Gesamtstichprobe ableiten lässt: Die Wahl des Performancemodells hat keinen ökonomisch relevanten Einfluss auf die gemessene Totalperformance.

Abschließend werden die gemessenen Totalperformancegrößen der drei Modelle auf Einzelfondsebene paarweise auf statistisch signifikante Differenzen überprüft. Hierzu werden zwei Testverfahren verwendet: der zweiseitige Welch-t-Test¹³⁵ und

¹³⁵ Vgl. Welch (1947).

Tabelle 21: Querschnittsregressionen der Totalperformance für Teilstichproben nach Markttiming

Modell	Monatsrenditen			Tagesrenditen		
	R ²	α	b	R ²	α	b
Panel A: Positive Timingaktivitäten						
JA-TM	98,32	−0,004	0,991	99,91	0,000***	0,997
JA-HM	98,83	0,003	0,993	99,95	0,000***	0,999
TM-HM	99,75	0,007***	0,998	99,99	0,000**	1,002**
Panel B: Keine Timingaktivitäten						
JA-TM	99,84	0,001***	1,001	99,97	0,000***	1,001
JA-HM	99,88	0,001***	1,001	99,98	0,000***	1,001
TM-HM	99,89	0,000*	0,999	99,99	0,000	1,000
Panel C: Negative Timingaktivitäten						
JA-TM	98,49	0,004**	0,953***	99,97	0,000***	0,999
JA-HM	98,85	−0,002	0,966***	99,97	0,000***	0,997
TM-HM	99,70	−0,006***	1,010	100,00	0,000*	0,998**

Tabelle 21 zeigt das Bestimmtheitsmaß (R^2) und die Koeffizienten von Querschnittsregressionen der gemessenen Totalperformance für Teilstichproben nach Markttiming. Die erste Spalte gibt die durchgeführte Regression an. Die Asteriske indizieren Signifikanzniveaus von 1 % (***), 5 % (**) und 10 % (*) für Signifikanztests der Regressionskoeffizienten. Für die Konstante α ist die H_0 -Hypothese $\alpha_0 = 0$, für den Koeffizienten b ist die H_0 -Hypothese $\alpha_0 = 1$. Die Standardfehler wurden robust gegenüber heteroskedastischen Residuen nach White (1980) geschätzt. Bestimmtheitsmaß und Konstante sind in Prozent angegeben.

eine Adaption des von Clogg et al. (1995) vorgeschlagenen Verfahrens (CPH-Test). Da sich Letzteres auf verschachtelte Regressionsmodelle bezieht, ist es hier nur auf die Differenzen zwischen der JA-Totalperformance und den anderen beiden Modelle anwendbar. In beiden Tests geht die H_0 -Hypothese von einer identischen Totalperformance aus.

Die Ergebnisse beider Tests sprechen für eine weitestgehende Übereinstimmung der gemessenen Totalperformance. Der Anteil signifikanter Differenzen an der Gesamtstichprobe beträgt höchstens ca. 2 %, meist jedoch deutlich weniger. Die inferenzstatistische Untersuchung führt somit ebenfalls zu dem Schluss, dass die gemessene Totalperformance in allen drei

Tabelle 22: Anteil statistisch signifikant unterschiedlicher Totalperformance

Differenz	Monatsrenditen		Tagesrenditen	
	t-Test	CPH-Test	t-Test	CPH-Test
JA und TM	0,39	0,34	0,68	2,27
JA und HM	0,09	0,09	0,21	2,01
TM und HM	0,04	–	0,04	–

Tabelle 22 zeigt den Anteil statistisch signifikant unterschiedlicher Totalperformance nach dem Welch-t-Test und dem von Clogg et al. (1995) vorgeschlagenen Test (CPH-Test) auf Einzelfondsebene in der Gesamtstichprobe ($N = 2337$). Die erste Spalte gibt an, welche Totalperformancegrößen im Test berücksichtigt wurden. Die weiteren Spalten geben an, wie groß der Anteil der Fonds an der Gesamtstichprobe ($N = 2337$) ist, bei dem die H_0 -Hypothese einer identischer Totalperformance in beiden Maßen zum Signifikanzniveau von $\alpha = 5\%$ verworfen wird. Alle Werte sind in Prozent angegeben.

Modellen durchgehend übereinstimmt.¹³⁶ Dieses Ergebnis ist positiv hervorzuheben, da es wichtigen Studien zur Relevanz der Berücksichtigung von Timingaktivitäten im Rahmen der Fondsperformancemessung auf Basis von Faktormodellen widerspricht.¹³⁷ Im Gegensatz zu diesen kommt die vorliegende Untersuchung theoretisch wie empirisch zu dem Ergebnis, dass die Wahl zwischen dem JA, dem TM-Modell und dem HM-Modell für die Bestimmung der Totalperformance von US-Aktienfonds irrelevant ist, unabhängig vom im Rahmen der Untersuchung verwendeten Renditeintervall.¹³⁸

6.3.2 Die Beziehungen der gemessenen Timingperformance

In diesem Abschnitt wird die Beziehung zwischen der gemessenen Timingperformance nach dem TM-Modell und der gemessenen Timingperformance nach dem HM-Modell untersucht. Dazu werden die im Theorieteil in den Gleichungen 59 und 61 hergeleiteten Beziehungen zwischen den Timingperformance-

¹³⁶ Kritisch anzumerken ist, dass die H_0 -Hypothese übereinstimmender Totalperformance zum Signifikanzniveau von 5% deutlich seltener verworfen wird, als es der Alpha-Fehler vorsieht.

¹³⁷ Siehe die in Abschnitt 5.1 zitierte Literatur.

¹³⁸ Weitere Robustheitsüberprüfungen dieses Ergebnisses finden sich in Abschnitt 6.4

größen empirisch überprüft. Das Vorgehen entspricht dabei jeweils dem des vorigen Abschnitts: Zunächst werden die betrachteten Beziehungen graphisch anhand von Streudiagrammen ausgewertet, anschließend werden entsprechende Querschnittsregressionen geschätzt.

Abbildung 19: Streudiagramme der gemessenen Timingperformance

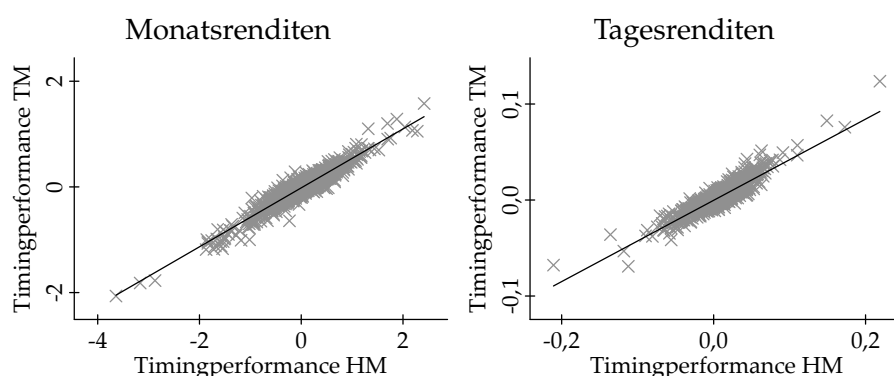


Abbildung 19 zeigt Streudiagramme der gemessenen Timingperformance zwischen dem TM-Modell und dem HM-Modell. Alle Werte auf Basis monatlicher Renditen sind in Prozent p. m. angegeben, alle Werte auf Basis täglicher Renditen in Prozent p. d.

Abbildung 19 dokumentiert, dass die Beziehungen zwischen der TM-Timingperformance und der HM-Timingperformance linear verlaufen. In beiden Renditeintervallen ist die Beziehung jedoch schwächer ausgeprägt, als die Beziehungen zwischen den Totalperformancegrößen – die Punktwolken streuen stärker um die eingezeichneten Regressionsgeraden. Wie im vorigen Kapitel gezeigt, wird die Timingperformance zwischen dem TM- und dem HM-Modell gestaucht: Die Steigungen der eingezeichneten Regressionsgeraden sind kleiner als 1. Im nächsten Schritt werden die zu den Regressionsgeraden korrespondierenden Querschnittsregressionen der Timingperformance geschätzt:

Modell	Querschnittsregression	Theoretisches b
TM-HM	$\text{tim}_i^{\text{TM}} = a + b \cdot \text{tim}_i^{\text{HM}} + e_i$	0,5
HM-TM	$\text{tim}_i^{\text{HM}} = a + b \cdot \text{tim}_i^{\text{TM}} + e_i$	1,7519

Die Schätzungen erfolgen analog zu den Querschnittsregressionen der Totalperformance per OLS und White (1980). Die

theoretischen Werte der Steigungskoeffizienten b ergeben sich aus den Gleichungen 59 und 61. In Hypothesentests werden die Koeffizienten darauf überprüft, ob sie signifikant von den theoretisch ermittelten Werten abweichen. Tabelle 28 zeigt die Ergebnisse der Schätzungen auf Basis der Gesamtstichprobe.

Tabelle 23: Querschnittsregressionen der Timingperformance

Modell	Monatsrenditen			Tagesrenditen		
	R^2	α	b	R^2	α	b
TM-HM	91,60	-0,018***	0,557***	85,12	0,000***	0,423***
HM-TM	91,60	0,032***	1,643***	85,12	0,002***	2,002***

Tabelle 23 zeigt das Bestimmtheitsmaß (R^2) und die Koeffizienten von Querschnittsregressionen der gemessenen Timingperformance für die Gesamtstichprobe ($N = 2337$). Die erste Spalte gibt die durchgeführte Regression an. Die Asteriske indizieren Signifikanzniveaus von 1 % (***), 5 % (**) und 10 % (*) für Signifikanztests der Regressionskoeffizienten. Für die Konstante α ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0$, für den Koeffizienten b ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0,5$ in der ersten Zeile und $x_0 = 1,7519$ in der zweiten Zeile. Die Standardfehler wurden robust gegenüber heteroskedastischen Residuen nach White (1980) geschätzt. Bestimmtheitsmaß und Konstante sind in Prozent angegeben.

Insbesondere unter Verwendung von Monatsrenditen lassen sich die theoretisch hergeleiteten Beziehungen der Gleichungen 59 und 61 nachweisen. Zwar weichen alle Regressionskonstanten signifikant von 0 und die Steigungskoeffizienten signifikant von den theoretischen Werten ab, jedoch sind die Differenzen meist gering. Die hohen Bestimmtheitsmaße lassen erkennen, dass die linearen Beziehungen zwischen den Modellen hochgradig zutreffen. In Tabelle 24 werden die Querschnittsregressionen der Timingperformance für Teilstichproben nach Markttiming vorgenommen.

Obwohl die in den Gleichungen 59 und 61 gezeigten Beziehungen unter vergleichsweise restriktiven Annahmen hergeleitet wurden, geben sie die empirischen Zusammenhänge weitestgehend wieder. Weder die Berücksichtigung eines Multifaktor-Modells noch die empirischen Verteilungen der Marktfaktoren führen zu wesentlichen Abweichungen zwischen empirischen und theoretischen Beziehungen. Damit kommt der Entscheidung zwischen dem TM- und dem HM-Modell in Bezug auf die gemessene Timingperformance nur ei-

Tabelle 24: Querschnittsregressionen der Timingperformance für Teilstichproben nach Markttiming

Modell	Monatsrenditen			Tagesrenditen		
	R ²	a	b	R ²	a	b
Panel A: Positive Timingaktivitäten						
TM-HM	88,54	0,005	0,547	82,75	−0,003***	0,505
HM-TM	88,54	0,049***	1,618*	82,75	0,010***	1,638
Panel B: Keine Timingaktivitäten						
TM-HM	88,60	−0,020***	0,553***	79,33	0,000***	0,439***
HM-TM	88,60	0,034***	1,603***	79,33	0,001***	1,808
Panel C: Negative Timingaktivitäten						
TM-HM	90,10	−0,001	0,574***	76,21	−0,003***	0,316***
HM-TM	90,10	−0,050**	1,580**	76,21	−0,001	2,410**

Tabelle 24 zeigt das Bestimmtheitsmaß (R^2) und die Koeffizienten von Querschnittsregressionen der gemessenen Timingperformance für Teilstichproben nach Markttiming. Die erste Spalte gibt die durchgeführte Regression an. Die Asteriske indizieren Signifikanzniveaus von 1 % (***), 5 % (**) und 10 % (*) für Signifikanztests der Regressionskoeffizienten. Für die Konstante a ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0$, für den Koeffizienten b ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0,5$ in der ersten Zeile und $x_0 = 1,7519$ in der zweiten Zeile. Die Standardfehler wurden robust gegenüber heteroskedastischen Residuen nach White (1980) geschätzt. Bestimmtheitsmaß und Konstante sind in Prozent angegeben.

ne untergeordnete Bedeutung zu: Die Timingperformance unterscheidet sich zwischen den Modellen nur hinsichtlich der Größe, nicht jedoch hinsichtlich des Vorzeichens und damit der qualitativen Aussage.

6.3.3 Die Beziehungen der gemessenen Selektionsperformance

Nun werden die Beziehungen zwischen dem TM- und dem HM-Modell in Bezug auf die gemessene Selektionsperformance untersucht. Ausgangspunkt sind hierbei die anhand der Gleichungen 60 und 62 hergeleiteten Beziehungen. Da diese multivariat sind – sowohl Selektions- als auch Timingperformance werden als Erklärungsvariablen herangezogen –, wird auf die Darstellung von Streudiagrammen verzichtet. Stattdessen werden direkt die folgenden Querschnittsregressionen geschätzt:

Modell	Querschnittsregression
TM-HM	$sel_i^{TM} = a + b_1 sel_i^{HM} + b_2 tim_i^{HM} + e_i$
HM-TM	$sel_i^{HM} = a + b_1 sel_i^{TM} + b_2 tim_i^{TM} + e_i$

Aus den Gleichungen 60 und 62 ergeben sich dabei folgende theoretischen Werte für die Koeffizienten b_1 und b_2 :

Modell	Theoretisches b_1	Theoretisches b_2
TM-HM	1	0,5
HM-TM	1	-0,7519

Hypothesentests dieser Koeffizienten überprüfen jeweils, ob sie statistisch signifikant von den angegebenen theoretischen Werten abweichen. Die Koeffizienten werden wieder per OLS, ihre Standardfehler nach White (1980) geschätzt. Tabelle 25 führt die Schätzergebnisse für die Gesamtstichprobe auf.

Tabelle 25: Querschnittsregressionen der Selektionsperformance für die Gesamtstichprobe

Modell	Monatsrenditen		Tagesrenditen	
	R^2	a	R^2	a
	b_1	b_2	b_1	b_2
TM-HM	96,79	0,021***	94,55	0,000***
	1,057***	0,511	0,989	0,564***
HM-TM	94,14	-0,038***	89,43	-0,001***
	0,887***	-0,774	1,031	-0,973***

Tabelle 23 zeigt das Bestimmtheitsmaß (R^2) und die Koeffizienten von Querschnittsregressionen der gemessenen Selektionsperformance für die Gesamtstichprobe ($N = 2337$). Die erste Spalte gibt die durchgeführte Regression an. Die Asteriske indizieren Signifikanzniveaus von 1 % (***) , 5 % (**) und 10 % (*) für Signifikanztests der Regressionskoeffizienten. Für die Konstante a ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0$, für den Koeffizienten b_1 ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 1$ und für den Koeffizienten b_2 ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0,5$ in der ersten Zeile und $x_0 = -0,7519$ in der zweiten Zeile. Die Standardfehler wurden robust gegenüber heteroskedastischen Residuen nach White (1980) geschätzt. Bestimmtheitsmaß und Konstante sind in Prozent angegeben.

Die empirischen Beziehungen zwischen den gemessenen Selektionsperformancegrößen entsprechen den theoretisch vorausgesagten Beziehungen. Die Konstanten a weichen zwar

stets signifikant von 0 ab, sind aber vernachlässigbar gering. Die Koeffizienten b_1 und b_2 streuen wenig um die theoretisch hergeleiteten Werte und unterscheiden sich nur in der Hälfte der Fälle signifikant von diesen. Die Bestimmtheitsmaße betragen meist um die 95 %; die gemessene Selektionsperformance wird also durch die hergeleiteten Beziehungen nahezu vollständig abgebildet.

Tabelle 26: Querschnittsregressionen der Selektionsperformance für Teilstichproben nach Markttiming

Modell	Monatsrenditen		Tagesrenditen	
	R^2	α	R^2	α
	b_1	b_2	b_1	b_2
Panel A: Positive Timingaktivitäten				
TM-HM	95,02	−0,001	93,06	0,003***
	1,039	0,498	1,084**	0,576**
HM-TM	90,77	−0,067***	87,93	−0,010***
	0,890***	−0,726	0,865***	−0,781
Panel B: Keine Timingaktivitäten				
TM-HM	96,78	0,023***	94,41	0,000***
	1,059***	0,518*	0,985	0,545**
HM-TM	93,35	−0,041***	87,69	−0,001***
	0,888***	−0,741	1,022	−0,779
Panel C: Negative Timingaktivitäten				
TM-HM	94,30	0,042**	93,94	0,003***
	1,051	0,493	0,919*	0,595*
HM-TM	91,03	0,042***	86,03	0,001
	0,872**	−0,706	1,255**	−1,141*

Tabelle 26 zeigt das Bestimmtheitsmaß (R^2) und die Koeffizienten von Querschnittsregressionen der gemessenen Selektionsperformance für Teilstichproben nach Markttiming. Die erste Spalte gibt die durchgeführte Regression an. Die Asteriske indizieren Signifikanzniveaus von 1 % (***), 5 % (**) und 10 % (*) für Signifikanztests der Regressionskoeffizienten. Für die Konstante α ist die H_0 -Hypothese $\alpha_0 = 0$, für den Koeffizienten b_1 ist die H_0 -Hypothese $\alpha_0 = 1$ und für den Koeffizienten b_2 ist die H_0 -Hypothese $\alpha_0 = 0,5$ in der ersten Zeile und $\alpha_0 = -0,7519$ in der zweiten Zeile jedes Panels. Die Standardfehler wurden robust gegenüber heteroskedastischen Residuen nach White (1980) geschätzt. Bestimmtheitsmaß und Konstante sind in Prozent angegeben.

Die Querschnittsregressionen werden für Teilstichproben nach Markttiming separat wiederholt; Tabelle 26 zeigt die Ergebnisse dieser Schätzungen: Die Konstanten a weichen meist signifikant von 0 ab, jedoch stets nur um geringe Beträge. Die Koeffizienten b_1 und b_2 schwanken um die theoretischen Werte, wobei die Abweichungen in rund der Hälfte der Fälle insignifikant sind. Die Bestimmtheitsmaße sind erneut sehr hoch. Damit können die theoretisch hergeleiteten Beziehungen der Selektionsperformance empirisch bestätigt werden. Dies gelingt sowohl in der Gesamtstichprobe als auch den Teilstichproben nach Markttiming. Die Verletzung der den Herleitungen zugrunde liegenden Annahmen hat nur marginal Einfluss auf die empirischen Ergebnisse.

6.3.4 *Die Beziehungen zwischen Selektions- und Timingperformance*

Im Folgenden wird untersucht, wie sich jeweils innerhalb des TM- bzw. des HM-Modells die gemessene Selektionsperformance und Timingperformance zueinander verhalten. Dies rückt die Aussagekraft der Modellergebnisse in den Vordergrund: Verschiedene Studien identifizieren eine negative Beziehung zwischen der gemessenen Selektions- und der gemessenen Timingperformance als Indiz für artifizielles Timing.¹³⁹ Eine fundierte Antwort auf die Frage, inwieweit die vom TM- und vom HM-Modell ausgewiesene Timingperformance artifizuell ist, kann jedoch nur eine Untersuchung der tatsächlichen Investitionstätigkeit des Fondsmanagements bieten.¹⁴⁰ Die Untersuchung der Beziehungen zwischen den Performancegrößen innerhalb des TM- und des HM-Modells erfolgt zunächst in Form von Streudiagrammen. Anschließend werden die Querschnittsregressionen geschätzt, die sich aus diesen Diagrammen ergeben.

Wie Abbildung 20 zeigt, sind die Beziehung zwischen Selektions- und Timingperformance in beiden Modellen deutlich ausgeprägt, unabhängig vom betrachteten Renditeintervall. Die eingezeichneten Regressionsgeraden lassen erkennen, dass

¹³⁹ Vgl. Jagannathan und Korajczyk (1986) oder Chen und Liang (2007).

¹⁴⁰ Vgl. Grinblatt und Titman (1993), Jiang et al. (2007), Lo (2008) und Elton et al. (2011). Mangels geeigneter Daten kann eine solche Untersuchung im Rahmen dieser Arbeit nicht nachvollzogen werden.

Abbildung 20: Streudiagramme der gemessenen Selektionsperformance gegen die gemessene Timingperformance für die Gesamtstichprobe

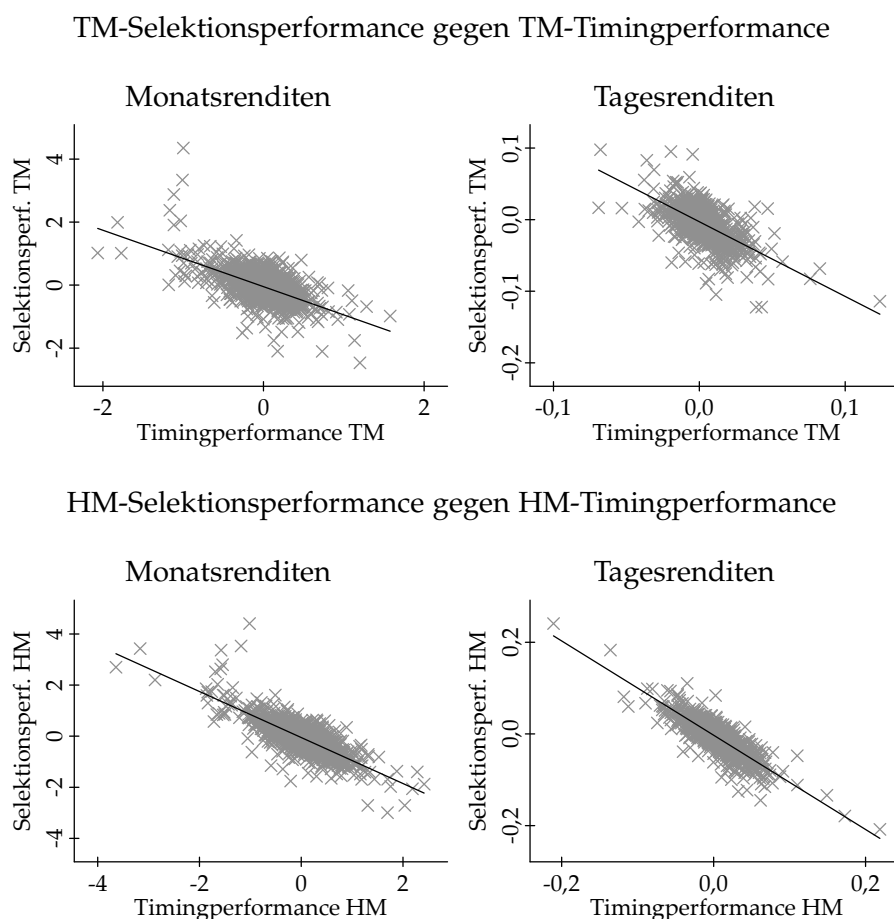


Abbildung 20 zeigt Streudiagramme der gemessenen Selektionsperformance gegen die gemessene Timingperformance für jeden Fonds der Stichprobe ($N = 2337$). Alle Werte auf Basis monatlicher Renditen sind in Prozent p. m. angegeben, alle Werte auf Basis täglicher Renditen in Prozent p. d.

bei beiden Modellen im Schnitt ein fast vollständiger Ausgleich der beiden Performancegrößen stattfindet: Im Querschnitt wird eine höhere (niedrigere) Timingperformance durch ein proportionales Sinken (Ansteigen) der Selektionsperformance weitgehend ausgeglichen. Die Schätzungen der folgenden Querschnittsregressionen bestätigen dies.

Die Koeffizienten werden wieder per OLS und ihre Standardfehler nach White (1980) geschätzt. In Hypothesentests der Konstanten α wird die H_0 -Hypothese $\alpha_0 = 0$ überprüft,

Modell	Querschnittsregression
TM-TM	$sel_i^{TM} = a + b \cdot tim_i^{TM} + e_i$
HM-HM	$sel_i^{HM} = a + b \cdot tim_i^{HM} + e_i$

in den Hypothesentests der Koeffizienten b die H_0 -Hypothese $x_0 = -1$. Alle Tests werden zweiseitig durchgeführt. Tabelle 27 zeigt die geschätzten Ergebnisse für die Gesamtstichprobe.

Tabelle 27: Querschnittsregressionen der Selektionsperformance gegen die Timingperformance für die Gesamtstichprobe

Modell	Monatsrenditen			Tagesrenditen		
	R^2	a	b	R^2	a	b
TM-TM	34,86	-0,050***	-0,897***	38,30	-0,003***	-1,044
HM-HM	61,72	0,053***	-0,901***	74,14	-0,003***	-1,028

Tabelle 27 zeigt das Bestimmtheitsmaß (R^2) und die Koeffizienten von Querschnittsregressionen der gemessenen Selektionsperformance gegen die gemessene Timingperformance für die Gesamtstichprobe ($N = 2337$). Die erste Spalte gibt die durchgeführte Regression an. Die Asteriske indizieren Signifikanzniveaus von 1 % (***) , 5 % (**) und 10 % (*) für Signifikanztests der Regressionskoeffizienten. Für die Konstante a ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0$, für den Koeffizienten b ist die H_0 -Hypothese $x_0 = -1$. Die Standardfehler wurden robust gegenüber heteroskedastischen Residuen nach White (1980) geschätzt. Die Konstante und das Bestimmtheitsmaß sind in Prozent angegeben.

Die Beziehung zwischen Selektions- und Timingperformance ist im TM-Modell deutlich schwächer ausgeprägt als im HM-Modell. In beiden Modellen heben sich die Performancegrößen jedoch nahezu auf: Die Steigungskoeffizienten b sind für Monatsrenditen nur wenig größer als -1 , für tägliche Renditen unterscheiden sie sich nur insignifikant von diesem Wert. Im Durchschnitt über die Gesamtstichprobe waren Fondsmanger nicht in der Lage, mittels Selektions- und Timingaktivitäten einen Wert für Fondsanleger zu schaffen. Die ausgeprägte Beziehung zwischen der Selektions- und Timingperformance in beiden Modellen und Renditeintervallen ferner Schluss zu, dass die gemessene Performance zumindest teilweise artifizielle Ursachen hat, z. B. ein Resultat von Optionscharakteristika in den Anlagestrategien der Fonds ist. Um diese These näher untersuchen zu können, werden die Querschnittsregressionen

für Teilstichproben nach Markttiming wiederholt und die Ergebnisse in Tabelle 28 dargestellt.

Tabelle 28: Querschnittsregressionen der Selektionsperformance gegen die Timingperformance für Teilstichproben nach Markttiming

Modell	Monatsrenditen			Tagesrenditen		
	R ²	a	b	R ²	a	b
Panel A: Positive Timingaktivitäten						
TM-TM	24,42	−0,101**	−0,704*	51,23	−0,003***	−1,124
HM-HM	55,41	−0,133***	−0,793**	73,15	−0,004***	−1,009
Panel B: Keine Timingaktivitäten						
TM-TM	29,60	−0,049***	−0,957	23,56	−0,003***	−0,953
HM-HM	57,92	−0,052***	−0,909	57,92	−0,003***	−0,993
Panel C: Negative Timingaktivitäten						
TM-TM	33,10	−0,021	−0,730***	29,25	−0,001	−1,046
HM-HM	64,03	−0,001	−0,821***	78,25	−0,004**	−1,103

Tabelle 28 zeigt das Bestimmtheitsmaß (R^2) und die Koeffizienten von Querschnittsregressionen der gemessenen Selektionsperformance gegen die gemessene Timingperformance für Teilstichproben nach Markttiming. Die erste Spalte gibt die durchgeführte Regression an. Die Asteriske indizieren Signifikanzniveaus von 1 % (***), 5 % (**) und 10 % (*) für Signifikanztests der Regressionskoeffizienten. Für die Konstante a ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0$, für den Koeffizienten b ist die H_0 -Hypothese $x_0 = -1$. Die Standardfehler wurden robust gegenüber heteroskedastischen Residuen nach White (1980) geschätzt. Die Konstante und das Bestimmtheitsmaß sind in Prozent angegeben.

In beiden Renditeintervallen weist das TM-Modell durchgehend geringere Bestimmtheitsmaße auf als das HM-Modell. Unter Verwendung täglicher Fondsrenditen ergeben sich keine Unterschiede in den drei Panels: Die Steigungskoeffizienten weichen nie signifikant von -1 ab, und die Konstanten sind nahe 0. Damit verhalten sich die Ergebnisse unter Verwendung täglicher Fondsrenditen erneut konform zur Annahme informationseffizienter Kapitalmärkte: Die Renditebeiträge der beiden Performancekomponenten Selektion und Timing heben sich im Durchschnitt über die Fonds auf.

Unter Verwendung monatlicher Fondsrenditen ergibt sich ein etwas anderes Bild. Die Panels unterscheiden sich hier deut-

lich in Bezug auf die Koeffizienten: Während sich für Fonds, die keine Timingfähigkeiten aufweisen (Panel B), die Beziehung zwischen Selektions- und Timingperformance in beiden Modellen nur unwesentlich von der in der Gesamtstichprobe unterscheidet, weisen die Panels A und C höhere Steigungskoeffizienten auf. Gleichzeitig weist Panel A negative Konstanten auf, während sich diese in Panel C nicht signifikant von 0 unterscheiden. Unter Verwendung monatlicher Fondsrenditen heben sich Selektions- und Timingperformance von Fonds somit nicht mehr auf, wenn signifikante Timingaktivitäten messbar sind. Fonds mit signifikant positiven Timingfähigkeiten weisen einen im Betrag geringen Abschlag bei der Selektionsperformance auf. Die gemessenen Performancebeiträge würden somit gegen eine Informationseffizienz der Kapitalmärkte aus Sicht von Fondsinvestoren sprechen.

6.3.5 *Vergleich der Signifikanz der gemessenen Performance*

Abschließend wird betrachtet, inwieweit die drei Performancemaße zu gleichen Ergebnissen hinsichtlich der statistischen Signifikanz der gemessenen Performance kommen. Dabei wird die Eigenschaft der Signifikanz einer Performancegröße zum Signifikanzniveau $\alpha = 5\%$ als binäres Merkmal aufgefasst. Die Untersuchung der Zusammenhänge der drei Performancemaße erfolgt mittels tetrachorischer Korrelationskoeffizienten. Zunächst werden diese für die Totalperformancemaße ermittelt. Tabelle 34 gibt die Korrelationsmatrix der statistischen Signifikanz der Totalperformancegrößen wieder.

Alle drei Modelle kommen zu übereinstimmenden inferenzstatistischen Ergebnissen der Totalperformance: Ist die gemessene Totalperformance zum Signifikanzniveau $\alpha = 5\%$ in einem der drei Modelle signifikant, so ist dies auch in den beiden anderen Modelle der Fall. Die gemessene Totalperformance stimmt damit nicht nur in Bezug auf ihre Höhe zwischen den drei Modellen überein, sondern auch in Bezug auf ihre statistische Signifikanz. Dies gilt unabhängig vom verwendeten Renditeintervall. Die folgende Tabelle zeigt die analoge Auswertung für die Selektions- und Timingperformance.

Zwischen den Modellen herrscht eine Korrelation von ca. 80 bis 85 % hinsichtlich der Signifikanz der Performancegrößen, unabhängig vom betrachteten Renditeintervall. Dies ist deut-

Tabelle 29: Tetrachorische Korrelation der Signifikanz der Totalperformance

Modell	Monatsrenditen			Tagesrenditen		
	JA	TM	HM	JA	TM	HM
JA	100,0			100,0		
TM	99,8	100,0		100,0	100,0	
HM	99,7	99,9	100,0	100,0	100,0	100,0

Tabelle 29 zeigt tetrachorische Korrelationskoeffizienten des binären Merkmals „angegebene Totalperformance ist statistisch signifikant zum Signifikanzniveau $\alpha = 5\%$ “ für die Gesamtstichprobe ($N = 2337$). Alle Werte sind in Prozent angegeben.

Tabelle 30: Tetrachorische Korrelation der Signifikanz der Selektions- und Timingperformance

Modell	Monatsrenditen		Tagesrenditen	
	TM	HM	TM	HM
Panel A: Selektionsperformance				
TM	100,0		100,0	
HM	85,6	100,0	84,2	100,0
Panel B: Timingperformance				
TM	100,0		100,0	
HM	85,8	100,0	80,1	100,0

Tabelle 30 zeigt tetrachorische Korrelationskoeffizienten des binären Merkmals „angegebene Selektionsperformance ist statistisch signifikant zum Signifikanzniveau $\alpha = 5\%$ “ in Panel A und des binären Merkmals „angegebene Timingperformance ist statistisch signifikant zum Signifikanzniveau $\alpha = 5\%$ “ in Panel B jeweils für die Gesamtstichprobe ($N = 2337$). Alle Werte sind in Prozent angegeben.

lich geringer als die tetrachorische Korrelation der statistischen Signifikanz der Totalperformance. Systematische Unterschiede hinsichtlich der Signifikanz lassen sich für die Performancegrößen oder Renditeintervalle nicht identifizieren. Die inferenzstatistischen Ergebnisse des TM- und des HM-Modells bezüglich der Selektions- und der Timingperformance sind somit weitestgehend übereinstimmend. Eine Relevanz der Wahl des Performancemaßes ist somit auch auf dieser Ebene nicht feststellbar.

6.4 ROBUSTHEIT DER EMPIRISCHEN ERGEBNISSE

Bislang wurden nur die Ergebnisse unter Verwendung des Vierfaktor-Marktes dargestellt und ausgewertet. Dies ist im Wesentlichen in der Popularität dieses Marktmodells in der wissenschaftlichen Literatur begründet. Um die empirischen Ergebnisse auf ihre Robustheit hinsichtlich Marktfaktorwahl zu überprüfen, werden die zentralen Schätzungen auf Basis weiterer Marktfaktorkombinationen im Folgenden wiederholt. Darüber hinaus wird die gesamte empirische Untersuchung unter Verwendung einer Marktfaktordatenbasis von Morgan Stanley Capital Indices (MSCI) nochmals ausgeführt. Auf weitere Marktfaktorkombinationen und Datengrundlagen wird im Hinblick auf den Umfang dieses Abschnitts verzichtet. Zunächst wird jedoch die Robustheit der Querschnittsregressionen in Bezug auf das gewählte Schätzverfahren untersucht.

6.4.1 *Alternative Schätzverfahren im Rahmen der Querschnittsregressionen*

In Tabelle 20, Tabelle 23 und Tabelle 25 werden Querschnittsregressionen der Total-, Timing- und Selektionsperformance mittels OLS und White (1980) geschätzt. Im Folgenden werden diese Regressionen unter Verwendung alternativer Schätzverfahren wiederholt. Dabei wird anstelle eines OLS-Schätzers ein gewichteter Kleinste-Quadrate-Ansatz gewählt (Weighted Least Squares, WLS). Zur Gewichtung der einzelnen Beobachtungen werden dabei zwei Alternativen herangezogen: Zum einen der Kehrwert des Standardfehlers der erklärten Performancegröße und zum anderen der Kehrwert der Anzahl der Beobachtungen des Fonds, für den die Performancegrößen geschätzt werden. Die verwendeten Performancegrößen entsprechen denen im vorigen Abschnitt. Zunächst wird die Querschnittsbeziehung der Totalperformance mit den alternativen Schätzverfahren ermittelt.

Unabhängig von der verwendeten Gewichtung im Rahmen des WLS-Schätzverfahrens stimmt die Totalperformance aller drei Modelle faktisch wieder überein. Die Bestimmtheitsmaße geben eine fast perfekte Korrelation an, die Konstante a und die Steigung b weichen um ökonomisch vernachlässigbare Beträge von 0 bzw. 1 ab. Somit ergeben sich keine relevanten Unterschie-

Tabelle 31: Querschnittsregressionen der Totalperformance unter Verwendung alternativer Schätzverfahren

Modell	Monatsrenditen			Tagesrenditen		
	R ²	a	b	R ²	a	b
Panel A: WLS, Gewichtung per Standardfehler						
JA-TM	99,72	0,002***	0,999	99,95	0,000***	1,001**
JA-TM	99,83	0,001***	0,997***	99,97	0,000***	1,001**
HM-TM	99,87	−0,001**	0,997***	99,99	0,000***	1,000**
Panel B: WLS, Gewichtung per Anzahl Renditebeobachtungen						
JA-TM	99,75	0,001***	1,001	99,96	0,000***	0,999**
JA-HM	99,79	0,002***	1,003***	99,98	0,000***	0,999
TM-HM	99,91	0,001***	1,001	99,99	0,000	1,000

Tabelle 31 zeigt das Bestimmtheitsmaß (R^2) und die Koeffizienten von Querschnittsregressionen der gemessenen Totalperformance für die Gesamtstichprobe ($N = 2337$) unter Verwendung alternativer Schätzverfahren. Die erste Spalte gibt die durchgeführte Regression an. Die Asteriske indizieren Signifikanzniveaus von 1 % (***), 5 % (**) und 10 % (*) für Signifikanztests der Regressionskoeffizienten. Für die Konstante a ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0$, für den Koeffizienten b ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 1$. Bestimmtheitsmaß und Konstante sind in Prozent angegeben.

de zu den in Abschnitt 6.3.2 dargestellten Ergebnissen, die per OLS-Schätzung erzielt wurden. Die Beziehungen zwischen den Totalperformancemaßen auf Basis des Vierfaktor-Modells sind robust gegenüber dem in der Querschnittsregression verwendeten Schätzverfahren. Als Nächstes wird die Beziehung der gemessenen Timingperformance zwischen dem TM- und dem HM-Modell mittels WLS-Schätzung untersucht.

Auch hier hat das Schätzverfahren einen vernachlässigbaren Einfluss auf die Ergebnisse: Die Bestimmtheitsmaße bewegen sich um 90 %, was den Ergebnissen der OLS-Schätzung entspricht. Die Koeffizienten a und b bewegen sich ebenfalls in einem vergleichbaren Rahmen. Unter Verwendung täglicher Fondsrenditen weichen sie stärker von den theoretisch hergeleiteten Werten ab, als dies für monatliche Fondsrenditen der Fall ist – auch dies konnte bereits in der OLS-Schätzung beobachtet werden. Die Wahl der Gewichtungsgrundlage im Rahmen des WLS-Verfahrens hat dabei keinen systematischen Einfluss auf die Schätzergebnisse. Die Robustheitsuntersuchung wird mit

Tabelle 32: Querschnittsregressionen der Timingperformance für die Gesamtstichprobe unter Verwendung alternativer Schätzverfahren

Modell	Monatsrenditen			Tagesrenditen		
	R ²	a	b	R ²	a	b
Panel A: WLS, Gewichtung per Anzahl Renditebeobachtungen						
TM-HM	95,03	−0,030***	0,583***	89,62	0,000	0,474***
HM-TM	95,03	0,043***	1,633***	89,62	0,001***	1,896***
Panel B: WLS, Gewichtung per Standardfehler						
TM-HM	90,48	−0,020***	0,554***	82,43	0,000***	0,398***
HM-TM	90,48	0,037***	1,635***	82,43	0,002***	2,071***

Tabelle 32 zeigt das Bestimmtheitsmaß (R^2) und die Koeffizienten von Querschnittsregressionen der gemessenen Timingperformance für die Gesamtstichprobe ($N = 2337$) unter Verwendung alternativer Schätzverfahren. Die erste Spalte gibt die durchgeführte Regression an. Die Asteriske indizieren Signifikanzniveaus von 1 % (***), 5 % (**) und 10 % (*) für Signifikanztests der Regressionskoeffizienten. Für die Konstante a ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0$, für den Koeffizienten b ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0,5$ in der ersten Zeile und $x_0 = 1,7519$ in der zweiten Zeile. Bestimmtheitsmaß und Konstante sind in Prozent angegeben.

der Beziehung der Selektionsperformance zwischen dem TM- und dem HM-Modell fortgesetzt.

Auch die Schätzung der Querschnittsregressionen der Selektionsperformance zwischen dem TM- und dem HM-Modell mittels WLS führt zu Ergebnissen, die mit denen der OLS-Schätzung vergleichbar sind: Die Varianz der erklärten Selektionsperformance kann zum allergrößten Teil erklärt werden und die geschätzten Koeffizienten weichen nur wenig von den theoretisch hergeleiteten Werten ab. Dieses Resultat ergibt sich für beide Renditeintervalle und für beide Gewichtungsgrundlagen im Rahmen der WLS-Schätzung. Abschließend werden nun die Beziehungen zwischen Selektions- und Timingperformance innerhalb des TM- und des HM-Modells auf Robustheit gegenüber dem Schätzverfahren untersucht.

In beiden Renditeintervallen ähneln die per WLS geschätzten Beziehungen den Ergebnissen der OLS-Schätzungen. Die Bestimmtheitsmaße der Beziehung innerhalb des TM-Modells sind durchgehend deutlich niedriger als die der Beziehung in-

Tabelle 33: Querschnittsregressionen der Selektionsperformance unter Verwendung alternativer Schätzverfahren

Modell	Monatsrenditen		Tagesrenditen	
	R^2	α	R^2	α
	b_1	b_2	b_1	b_2
Panel A: WLS, Gewichtung per Standardfehler				
TM-HM	98,22	0,030***	94,81	0,000
	1,072***	0,512***	0,982***	0,527***
HM-TM	96,76	-0,048***	91,42	-0,001***
	0,881***	-0,787***	1,029***	-0,877***
Panel B: WLS, Gewichtung per Anzahl Renditebeobachtungen				
TM-HM	96,35	0,022***	94,08	0,000***
	1,056***	0,508	0,991	0,591***
HM-TM	93,25	-0,041***	87,84	-0,002***
	0,885***	-0,756	1,038***	-1,025***

Tabelle 32 zeigt das Bestimmtheitsmaß (R^2) und die Koeffizienten von Querschnittsregressionen der gemessenen Selektionsperformance für die Gesamtstichprobe ($N = 2337$) unter Verwendung alternativer Schätzverfahren. Die erste Spalte gibt die durchgeführte Regression an. Die Asteriske indizieren Signifikanzniveaus von 1 % (***), 5 % (**) und 10 % (*) für Signifikanztests der Regressionskoeffizienten. Für die Konstante α ist die H_0 -Hypothese $\alpha_0 = 0$, für den Koeffizienten b_1 ist die H_0 -Hypothese $\alpha_0 = 1$ und für den Koeffizienten b_2 ist die H_0 -Hypothese $\alpha_0 = 0,5$ in der ersten Zeile und $\alpha_0 = -0,7519$ in der zweiten Zeile. Bestimmtheitsmaß und Konstante sind in Prozent angegeben.

nerhalb des HM-Modells. Die Konstanten α weichen stets signifikant von 0, die Steigungskoeffizienten b zumeist signifikant von -1 ab. Da die Abweichungen aber stets gering sind, heben sich Selektions- und Timingperformance innerhalb des TM- und des HM-Modells wieder weitestgehend auf. Dies gilt für beide Gewichtungsgrundlagen des WLS-Schätzers und entspricht dem Ergebnis unter Verwendung der OLS-Verfahrens.

6.4.2 Alternative Marktfaktorspezifikationen auf gleicher Marktdatenbasis

Nachdem ein relevanter Einfluss des in der Querschnittsregression verwendeten Schätzverfahrens auf die Beziehungen

Tabelle 34: Querschnittsregressionen der Selektionsperformance gegen die Timingperformance unter Verwendung alternativer Schätzverfahren

Modell	Monatsrenditen			Tagesrenditen		
	R ²	a	b	R ²	a	b
Panel A: WLS, Gewichtung per Standardfehler						
TM-TM	42,72	−0,037***	−1,048*	40,63	−0,004***	−0,982
HM-HM	66,73	0,034***	−0,976*	76,41	−0,004***	−0,987
Panel B: WLS, Gewichtung per Anzahl Renditebeobachtungen						
TM-TM	30,70	−0,027***	−0,869***	37,92	−0,002***	−1,083***
HM-HM	57,50	−0,033***	−0,874***	74,81	−0,002***	−1,046***

Tabelle 34 zeigt das Bestimmtheitsmaß (R^2) und die Koeffizienten von Querschnittsregressionen der gemessenen Selektionsperformance gegen die gemessene Timingperformance für die Gesamtstichprobe ($N = 2337$) unter Verwendung alternativer Schätzverfahren. Die erste Spalte gibt die durchgeführte Regression an. Die Asteriske indizieren Signifikanzniveaus von 1 % (***), 5 % (**) und 10 % (*) für Signifikanztests der Regressionskoeffizienten. Für die Konstante a ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0$, für den Koeffizienten b ist die H_0 -Hypothese $x_0 = -1$. Die Konstante und das Bestimmtheitsmaß sind in Prozent angegeben.

zwischen den Performancegrößen nicht nachgewiesen werden kann, wird nun die Robustheit dieser Beziehungen gegenüber der zur Schätzung der Performancegrößen verwendeten Marktfaktorspezifikation überprüft. Auf Grundlage der bereits vorgestellten Marktfaktordatenbasis werden daher die Performance-maße für alle Fonds erneut unter Verwendung der folgenden beiden Marktfaktorspezifikationen geschätzt:

- Es wird der wertgewichtete Index aller an NYSE, AMEX und NASDAQ gehandelten Aktien des CRSP als einziger Marktfaktor verwendet. Dies wird im Folgenden als Einfaktor-Markt bezeichnet.
- Zusätzlich zum CRSP-Index werden SMB- und HML-Faktoren berücksichtigt.¹⁴¹ Dies wird im Folgenden als Dreifaktor-Markt bezeichnet.

Analog zur Untersuchung auf Basis des Vierfaktor-Modells werden Timingaktivitäten im Rahmen des TM- und des HM-

¹⁴¹ Die Daten stammen von French (2011).

Modells im Dreifaktor-Markt lediglich in Bezug auf den Marktindex berücksichtigt. Das weitere Vorgehen entspricht dem der bisherigen empirischen Untersuchung: Alle drei Performancemodelle werden für jeden Fonds jeweils unter Verwendung des Einfaktor-Marktes und des Dreifaktor-Marktes erneut geschätzt. Die Schätzung erfolgt per OLS mit robusten Standardfehlern nach Newey und West (1987). Anschließend werden die Querschnittsregressionen der Total-, der Timing- und der Selektionsperformance geschätzt, und zwar separat für Performancegrößen auf Basis des Einfaktor-Marktes sowie für Performancegrößen auf Basis des Dreifaktor-Marktes. Da sich die Querschnittsregressionen als robust gegenüber dem verwendeten Schätzverfahren gezeigt haben, wird dabei auf eine OLS-Schätzung mit Standardfehlern nach White (1980) zurückgegriffen. Tabelle 35 zeigt die geschätzten Beziehungen der Totalperformance auf Basis des Einfaktor- und des Dreifaktor-Marktes:

Tabelle 35: Querschnittsregressionen der Totalperformance unter Verwendung alternativer Marktfaktorkombinationen

Modell	Monatsrenditen			Tagesrenditen		
	R ²	a	b	R ²	a	b
Panel A: Einfaktor-Markt						
JA-TM	99,91	0,000	0,999	100,00	0,000***	1,000
JA-HM	99,93	0,000	0,997	100,00	0,000***	0,999***
TM-HM	99,94	0,000	0,997	100,00	0,000***	0,999***
Panel B: Dreifaktor-Markt						
JA-TM	99,91	0,000	1,000	99,96	0,000***	0,999
JA-HM	99,92	0,000	0,998**	99,98	0,000***	0,999**
TM-HM	99,94	0,000	0,998*	100,00	0,000*	1,000

Tabelle 35 zeigt das Bestimmtheitsmaß (R^2) und die Koeffizienten von Querschnittsregressionen der gemessenen Totalperformance für die Gesamtstichprobe ($N = 2337$) unter Verwendung alternativer Marktfaktorkombinationen. Die erste Spalte gibt die durchgeführte Regression an. Die Asteriske indizieren Signifikanzniveaus von 1 % (***), 5 % (**) und 10 % (*) für Signifikanztests der Regressionskoeffizienten. Für die Konstante a ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0$, für den Koeffizienten b ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 1$. Die Standardfehler wurden robust gegenüber heteroskedastischen Residuen nach White (1980) geschätzt. Bestimmtheitsmaß und Konstante sind in Prozent angegeben.

Die Übereinstimmung der Totalperformance ist für alle Maße gegeben, unabhängig von den verwendeten Marktfaktoren und dem Renditeintervall. Die Korrelation zwischen den Performancegrößen ist quasi perfekt, die Konstanten und Steigungen weichen nur um ökonomisch irrelevante Beträge von 0 und 1 ab. Damit ist dieses Ergebnis robust gegenüber der Marktfaktorkwahl auf Basis der Daten von French (2011). Als Nächstes wird die Beziehung zwischen der Timingperformance nach dem TM- und dem HM-Modell überprüft.

Tabelle 36: Querschnittsregressionen der Timingperformance für die Gesamtstichprobe unter Verwendung alternativer Marktfaktorkombinationen

Modell	Monatsrenditen			Tagesrenditen		
	R ²	a	b	R ²	a	b
Panel A: Einfaktor-Markt						
TM-HM	91,15	−0,008***	0,548***	82,27	−0,001***	0,438***
HM-TM	91,15	0,013***	1,665***	82,27	0,001***	1,879***
Panel B: Dreifaktor-Markt						
TM-HM	91,18	−0,015***	0,533***	84,64	0,000*	0,415***
HM-TM	91,18	0,026***	1,710***	84,64	0,001***	2,038***

Tabelle 36 zeigt das Bestimmtheitsmaß (R^2) und die Koeffizienten von Querschnittsregressionen der gemessenen Timingperformance für die Gesamtstichprobe ($N = 2337$) unter Verwendung alternativer Marktfaktorkombinationen. Die erste Spalte gibt die durchgeführte Regression an. Die Asteriske indizieren Signifikanzniveaus von 1 % (***), 5 % (**) und 10 % (*) für Signifikanztests der Regressionskoeffizienten. Für die Konstante a ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0$, für den Koeffizienten b ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0,5$ in der ersten Zeile und $x_0 = 1,7519$ in der zweiten Zeile. Die Standardfehler wurden robust gegenüber heteroskedastischen Residuen nach White (1980) geschätzt. Bestimmtheitsmaß und Konstante sind in Prozent angegeben.

Auch hier entsprechen die Ergebnisse weitgehend den theoretischen Herleitungen: Die Bestimmtheitsmaße sind hoch, die Beziehungen somit ausgeprägt. Die Koeffizienten weichen nur wenig von den theoretisch hergeleiteten Werten ab, insbesondere in den Regressionen auf Basis monatlicher Renditen. Auch zu den Beziehungen der Timingperformance auf Basis des Vierfaktor-Marktes ergeben sich keine Unterschiede. Die Wahl der Marktfaktoren hat somit keinen wesentlichen Einfluss

auf die Beziehung zwischen der Timingperformance des TM-Modells und der Timingperformance des HM-Modells.

Tabelle 37: Querschnittsregressionen der Selektionsperformance unter Verwendung alternativer Marktfaktorkombinationen

Modell	Monatsrenditen		Tagesrenditen	
	R^2 b_1	α b_2	R^2 b_1	α b_2
Panel A: Einfaktor-Markt				
TM-HM	97,72	0,006***	94,46	0,001***
	1,035***	0,502	1,041***	0,613
HM-TM	95,41	-0,010***	89,79	-0,001***
	0,949***	-0,747	1,074***	-0,775
Panel B: Dreifaktor-Markt				
TM-HM	97,66	0,015***	94,06	0,000*
	1,026***	0,511	0,994	0,578***
HM-TM	95,23	-0,027***	88,96	-0,001***
	0,961***	-0,783	1,036	-0,994***

Tabelle 37 zeigt das Bestimmtheitsmaß (R^2) und die Koeffizienten von Querschnittsregressionen der gemessenen Selektionsperformance für die Gesamtstichprobe ($N = 2337$) unter Verwendung alternativer Marktfaktorkombinationen. Die erste Spalte gibt die durchgeführte Regression an. Die Asteriske indizieren Signifikanzniveaus von 1 % (***) , 5 % (**) und 10 % (*) für Signifikanztests der Regressionskoeffizienten. Für die Konstante α ist die H_0 -Hypothese $\alpha_0 = 0$, für den Koeffizienten b_1 ist die H_0 -Hypothese $\alpha_0 = 1$ und für den Koeffizienten b_2 ist die H_0 -Hypothese $\alpha_0 = 0,5$ in der ersten Zeile und $\alpha_0 = -0,7519$ in der zweiten Zeile. Die Standardfehler wurden robust gegenüber heteroskedastischen Residuen nach White (1980) geschätzt. Bestimmtheitsmaß und Konstante sind in Prozent angegeben.

Dies gilt auch für die Selektionsperformance, wie Tabelle 37 zeigt. Alle relevanten Schätzergebnisse ähneln jenen, die sich für die Performancemaße auf Basis des Vierfaktor-Marktes ergeben, und stimmen darüber hinaus weitgehend mit den theoretischen Resultaten überein. Dies gilt insbesondere für den Koeffizienten b_2 , der nur in wenigen Fällen statistisch signifikant von den theoretisch bestimmten Werten abweicht. Die anderen Koeffizienten unterscheiden sich um vernachlässigbare Größen von diesen. Die Bestimmtheitsmaße zeigen schließlich, dass die theoretischen Beziehungen in der empirischen Anwen-

derung weitestgehend zutreffen. Dies gilt unabhängig von Renditeintervall und Marktfaktorwahl.

Tabelle 38: Querschnittsregressionen der Selektionsperformance gegen die Timingperformance unter Verwendung alternativer Marktfaktorkombinationen

Modell	Monatsrenditen			Tagesrenditen		
	R ²	a	b	R ²	a	b
Panel A: Einfaktor-Markt						
TM-TM	38,03	0,049***	-1,173***	66,06	0,000	-1,446***
HM-HM	60,65	0,051***	-1,070**	85,47	0,001**	-1,215***
Panel B: Dreifaktor-Markt						
TM-TM	36,19	-0,027***	-1,151***	45,81	-0,003***	-1,107**
HM-HM	60,92	-0,025***	-1,069*	79,01	-0,003***	-1,054***

Tabelle 38 zeigt das Bestimmtheitsmaß (R^2) und die Koeffizienten von Querschnittsregressionen der gemessenen Selektionsperformance gegen die gemessene Timingperformance für die Gesamtstichprobe ($N = 2337$) unter Verwendung alternativer Marktfaktorkombinationen. Die erste Spalte gibt die durchgeführte Regression an. Die Asteriske indizieren Signifikanzniveaus von 1 % (***) , 5 % (**) und 10 % (*) für Signifikanztests der Regressionskoeffizienten. Für die Konstante a ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0$, für den Koeffizienten b ist die H_0 -Hypothese $x_0 = -1$. Die Standardfehler wurden robust gegenüber heteroskedastischen Residuen nach White (1980) geschätzt. Die Konstante und das Bestimmtheitsmaß sind in Prozent angegeben.

Zuletzt sind auch die Beziehungen innerhalb des TM- und des HM-Modells überwiegend robust gegenüber der Wahl der in der Schätzung der Performancekomponenten berücksichtigten Marktfaktoren. Dies gilt vor allem im Kontext des Dreifaktor-Marktes: Hier heben sich Selektions- und Timingperformance in beiden Modellen weitgehend auf. Wie die Konstante zeigt, ist die statistisch signifikante Niveauverschiebung ökonomisch irrelevant, da sie sehr gering ist. Auf Basis des Einfaktor-Marktes weicht die Beziehung in beiden Modellen insbesondere für tägliche Renditen von diesem Schema ab, hier sind die Steigungskoeffizienten deutlich geringer als -1 . Die Bestimmtheitsmaße zeigen hingegen das bekannte Muster: Sie sind innerhalb des TM-Modells stets geringer als innerhalb des HM-Modells.

6.4.3 *Alternative Datenbasis der Marktfaktoren*

Abschließend wird die Robustheit der Querschnittsbeziehungen zwischen Selektions-, Timing- und Totalperformance gegenüber der Datenbasis der Marktfaktoren überprüft. Hierfür wird auf die US-Aktienindizes von Morgan Stanley Capital International (MSCI) zurückgegriffen.¹⁴² Neben einem Einfaktor-Markt auf dieser Datenbasis können auch die Marktfaktoren von Fama und French (1993) näherungsweise nachgebildet werden, da MSCI Subindizes nach Marktkapitalisierung und Buchwert-zu-Marktwert-Verhältnis der Aktien bildet. Das Vorgehen ist dabei wie folgt:

- Der Index „US Investable Market 2500“ bildet das Marktportfolio im Einfaktor-Markt und im Dreifaktor-Markt ab.
- Der SMB-Faktor im Dreifaktor-Markt wird über die Differenz der Renditen der Indizes „US Small Cap 1750“ und „US Large Cap 300“ nachgebildet.
- Der HML-Faktor im Dreifaktor-Markt wird über die Differenz der Renditen der Indizes „US Investable Market 2500 Value“ und „US Investable Market 2500 Growth“ nachgebildet.

Wie bisher finden im Einfaktor- und im Dreifaktor-Markt Timingaktivitäten im Rahmen des TM- und des HM-Modells ausschließlich in Bezug auf den Proxy des Marktportfolios statt. Das JA, das TM- und das HM-Modell werden sowohl auf Basis des Einfaktor-Marktes als auch des Dreifaktor-Marktes für alle Fonds erneut geschätzt, wobei die Marktfaktoren auf den Daten von MSCI basieren. Diese Schätzungen werden weiterhin per OLS und Newey und West (1987) vorgenommen. Die Ergebnisse unterscheiden sich somit von denen des vorherigen Abschnitts ausschließlich in Bezug auf die Datenbasis der verwendeten Marktfaktoren. Anschließend werden die Querschnittsbeziehungen zwischen den Performancegrößen mittels OLS und White (1980) geschätzt. In Tabelle 39 werden auf diese Weise die Beziehungen zwischen der Totalperformance des JA, des TM-Modells und des HM-Modells untersucht.

¹⁴² Zur Übersicht über die von MSCI veröffentlichten US-Aktienindizes siehe Morgan Stanley (2011).

Tabelle 39: Querschnittsregressionen der Totalperformance unter Verwendung der MSCI-Marktfaktoren

Modell	Monatsrenditen			Tagesrenditen		
	R ²	a	b	R ²	a	b
Panel A: Einfaktor-Markt, MSCI						
JA-TM	99,91	0,000	0,999	100,00	0,000***	1,000
JA-HM	99,93	0,000	0,999	100,00	0,000***	1,000***
TM-HM	99,94	0,000	0,999	100,00	0,000***	0,999***
Panel B: Dreifaktor-Markt, MSCI						
TM-JA	99,91	0,000	1,000	99,99	0,000	1,002
HM-JA	99,92	0,000	0,998**	99,99	0,000***	1,000
HM-TM	99,94	0,000	0,998*	100,00	0,000***	1,000**

Tabelle 39 zeigt das Bestimmtheitsmaß (R^2) und die Koeffizienten von Querschnittsregressionen der gemessenen Totalperformance für die Gesamtstichprobe ($N = 2337$) unter Verwendung der MSCI-Marktfaktoren. Die erste Spalte gibt die durchgeführte Regression an. Die Asteriske indizieren Signifikanzniveaus von 1 % (***) , 5 % (**) und 10 % (*) für Signifikanztests der Regressionskoeffizienten. Für die Konstante a ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0$, für den Koeffizienten b ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 1$. Die Standardfehler wurden robust gegenüber heteroskedastischen Residuen nach White (1980) geschätzt. Bestimmtheitsmaß und Konstante sind in Prozent angegeben.

Unter Verwendung der MSCI-Marktfaktordatenbasis stimmt die gemessene Totalperformance des JA, des TM-Modells und des HM-Modells überein: Die Koeffizienten der Querschnittsregressionen zeigen, dass die linearen Beziehungen zwischen den Performancegrößen erneut faktisch identisch sind. Die Bestimmtheitsmaße lassen erkennen, dass diese Identitätsbeziehungen quasi perfekt zutreffen. Die Ergebnisse sind robust gegenüber der alternativen Marktfaktordatenbasis. In Tabelle 40 werden die Beziehungen der gemessenen Timingperformance auf diese Weise untersucht.

Die Beziehungen zwischen den gemessenen Timingperformancegrößen auf Basis der MSCI-Marktfaktoren entsprechen den bisherigen empirischen Ergebnissen: Die Querschnittsregressionen erklären die jeweilige Timingperformance fast vollständig, die Verschiebungen zwischen den Modellen in Form der Regressionskonstanten a sind in ökonomischer Hinsicht gering, und die Steigungskoeffizienten b streuen um die theo-

Tabelle 40: Querschnittsregressionen der Timingperformance unter Verwendung der MSCI-Marktfaktoren

Modell	Monatsrenditen			Tagesrenditen		
	R ²	a	b	R ²	a	b
Panel A: Einfaktor-Markt, MSCI						
TM-HM	92,94	−0,014***	0,547***	83,27	0,000	0,438***
HM-TM	92,94	0,020***	1,698***	83,27	−0,003***	1,899***
Panel B: Dreifaktor-Markt, MSCI						
TM-HM	88,59	−0,014***	0,539***	82,83	0,000***	0,419***
HM-TM	88,59	0,024***	1,644***	82,83	0,002***	1,978***

Tabelle 40 zeigt das Bestimmtheitsmaß (R^2) und die Koeffizienten von Querschnittsregressionen der gemessenen Timingperformance für die Gesamtstichprobe ($N = 2337$) unter Verwendung der MSCI-Marktfaktoren. Die erste Spalte gibt die durchgeführte Regression an. Die Asteriske indizieren Signifikanzniveaus von 1 % (***), 5 % (**) und 10 % (*) für Signifikanztests der Regressionskoeffizienten. Für die Konstante a ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0$, für den Koeffizienten b ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0,5$ in der ersten Zeile und $x_0 = 1,7519$ in der zweiten Zeile. Die Standardfehler wurden robust gegenüber heteroskedastischen Residuen nach White (1980) geschätzt. Bestimmtheitsmaß und Konstante sind in Prozent angegeben.

retisch ermittelten Werte, wobei diese Streuung unter Verwendung von Tagesrenditen ausgeprägter ist. Die Beziehung zwischen der gemessenen Timingperformance ist somit robust gegenüber der Marktfaktordatenbasis. Tabelle 41 führt die Robustheitsuntersuchung in Bezug auf die Beziehung zwischen der gemessenen Selektionsperformance fort.

Es zeigen sich keine systematischer Unterschiede infolge der Verwendung der Marktfaktoren auf Basis der MSCI-Daten: Die geschätzten Querschnittsregressionen erklären die jeweilige Selektionsperformance fast vollständig. Die Konstanten sind fast immer statistisch signifikant, nehmen jedoch geringe Werte an. Die Koeffizienten b_1 streuen nur wenig um 1, weichen von diesem Wert aber stets statistisch signifikant ab. Die Koeffizienten b_2 schwanken ebenfalls um die theoretisch hergeleiteten Werte, wobei diese Schwankungen zum Großteil statistisch insignifikant sind. Die empirischen Beziehungen der Selektionsperformance sind somit robust gegenüber der Verwendung der MSCI-Marktfaktordatenbasis. Abschließend werden in Tabelle 42 die Beziehungen der Performancegrößen inner-

Tabelle 41: Querschnittsregressionen der Selektionsperformance unter Verwendung der MSCI-Marktfaktoren

Modell	Monatsrenditen		Tagesrenditen	
	R ²	α	R ²	α
	b ₁	b ₂	b ₁	b ₂
Panel A: Einfaktor-Markt, MSCI				
TM-HM	97,92	0,012***	94,74	0,001
	1,029***	0,579	1,035***	0,605***
HM-TM	96,10	-0,017***	90,35	0,002***
	0,964***	-0,762	1,077***	-0,790
Panel B: Dreifaktor-Markt, MSCI				
TM-HM	96,13	0,018***	93,31	-0,001***
	1,053***	0,515	0,974*	0,555***
HM-TM	92,24	-0,032***	87,52	0,002***
	0,888***	-0,754	1,059**	-0,917***

Tabelle 41 zeigt das Bestimmtheitsmaß (R^2) und die Koeffizienten von Querschnittsregressionen der gemessenen Selektionsperformance für die Gesamtstichprobe ($N = 2337$) unter Verwendung der MSCI-Marktfaktoren. Die erste Spalte gibt die durchgeführte Regression an. Die Asteriske indizieren Signifikanzniveaus von 1 % (***), 5 % (**) und 10 % (*) für Signifikanztests der Regressionskoeffizienten. Für die Konstante α ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0$, für den Koeffizienten b_1 ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 1$ und für den Koeffizienten b_2 ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0,5$ in der ersten Zeile und $x_0 = -0,7519$ in der zweiten Zeile. Die Standardfehler wurden robust gegenüber heteroskedastischen Residuen nach White (1980) geschätzt. Bestimmtheitsmaß und Konstante sind in Prozent angegeben.

halb des TM-Modells und des HM-Modells unter Verwendung der MSCI-Marktfaktordatenbasis geschätzt.

Die Beziehungen zwischen Selektions- und Timingperformance innerhalb des TM-Modells und des HM-Modells auf Basis der MSCI-Marktfaktoren entsprechen denen der bisher gemessenen Performancegrößen: Insbesondere im Einfaktor-Markt heben sich in beiden Renditeintervallen Selektions- und Timingperformance im Querschnitt fast vollständig auf. Dieses Phänomen tritt im HM-Modell ausgeprägter auf als im TM-Modell, wie die Bestimmtheitsmaße zeigen. Die Robustheitsüberprüfung der empirischen Untersuchung hat gezeigt, dass die Wahl der Marktfaktoren und deren Datenbasis im Rahmen

Tabelle 42: Querschnittsregressionen der Selektionsperformance gegen die Timingperformance unter Verwendung der MSCI-Marktfaktoren

Modell	Monatsrenditen			Tagesrenditen		
	R ²	a	b	R ²	a	b
Panel A: Einfaktor-Markt, MSCI						
TM-TM	45,86	0,084***	-1,204***	65,94	0,001*	-1,442***
HM-HM	68,68	0,088***	-1,104**	85,61	0,000	-1,214***
Panel B: Dreifaktor-Markt, MSCI						
TM-TM	25,28	-0,062***	-0,837***	38,44	-0,003***	-0,999
HM-HM	52,03	-0,065***	-0,847*	75,43	-0,003***	-1,019

Tabelle 42 zeigt das Bestimmtheitsmaß (R^2) und die Koeffizienten von Querschnittsregressionen der gemessenen Selektionsperformance gegen die gemessene Timingperformance für die Gesamtstichprobe ($N = 2337$) unter Verwendung der MSCI-Marktfaktoren. Die erste Spalte gibt die durchgeführte Regression an. Die Asteriske indizieren Signifikanzniveaus von 1 % (***), 5 % (**) und 10 % (*) für Signifikanztests der Regressionskoeffizienten. Für die Konstante a ist die H_0 -Hypothese $x_0 = 0$, für den Koeffizienten b ist die H_0 -Hypothese $x_0 = -1$. Die Standardfehler wurden robust gegenüber heteroskedastischen Residuen nach White (1980) geschätzt. Die Konstante und das Bestimmtheitsmaß sind in Prozent angegeben.

der Schätzung der Performancemodelle sowie die Wahl des Schätzverfahrens im Rahmen der Querschnittsregressionen der Performancegrößen keinen relevanten Einfluss auf die empirischen Beziehungen der Selektions-, Timing- und Totalperformance haben.

Teil IV

SCHLUSSBETRACHTUNGEN

„In future work, we plan on looking at individual funds in more detail to determine which funds are exhibiting abnormal performance, and the extent to which the better-performing funds can be identified, ex ante.”

– Kent et al. (1997), S. 1057.

FAZIT UND AUSBLICK

In diesem Kapitel werden zunächst die zentralen Ergebnisse nochmals zusammenfassend dargestellt. Einige Überlegungen zu weiterführenden Studien, die sich Untersuchungen in dieser Dissertation ergeben, schließen die Arbeit ab.

7.1 ZENTRALE ERGEBNISSE

Die vorliegende Dissertation untersucht mit der Sharpe Ratio, dem Jensen Alpha, dem Treynor-Mazuy-Modell und dem Henriksson-Merton-Modell vier sehr verbreitete Performance-maße hinsichtlich der Reliabilität und Belastbarkeit der mit diesen Modellen gemessenen Performancegrößen. Die Untersuchung konzentriert sich dabei auf zwei Problemfelder: zum einen der Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio, zum anderen der Frage, inwieweit die Berücksichtigung von Timingaktivitäten relevant für die Selektions-, Timing- und Totalperformance nach den auf Faktormodellen basierten Performancemaßen ist.

In einer theoretischen Analyse der Sharpe Ratio wurde aufgezeigt, dass diese insbesondere durch die durchschnittlichen Ausprägungen der Marktfaktoren während der Evaluationsperiode beeinflusst wird. Die Risikoallokation und der Anteil des unsystematischen Risikos eines Fonds an der Gesamtvolatilität seiner Überschussrenditen bestimmen, wie ausgeprägt diese Beeinflussung ist. Daher unterscheiden sich Ausmaß und Richtung der Marktphasenverzerrung zwischen Fonds auch dann, wenn die Sharpe Ratio anhand gleicher Evaluationsperioden geschätzt wurde. Infolgedessen werden Investitionsentscheidungen auf Basis der Sharpe Ratio verzerrt: Fonds mit einem hohen Anteil unsystematischer Risiken werden in Bullenphasen des Marktes mit einer geringeren Sharpe Ratio „be-

strafft“ und in Bärenphasen mit einer höheren Sharpe Ratio „belohnt“. Das Gegenteil ist bei Fonds mit einem geringen Anteil unsystematischer Risiken der Fall. Diese Verzerrung tritt auch dann auf, wenn die Charakteristika eines Fonds – d. h. seine Parameter im Kontext des verwendeten Faktormodells – über die Zeit konstant sind. Weiterhin wird ein in dieser Hinsicht verbessertes Maß vorgeschlagen, die normalisierte Sharpe Ratio.

Die durchgeführte empirische Analyse offener US-Aktienfonds zeigt, dass die Marktphasenverzerrung der Sharpe Ratio von praktischer Relevanz ist: Fondsränge auf Basis der Sharpe Ratio werden im Querschnitt wesentlich vom Anteil des unsystematischen Risikos und von den durchschnittlichen Marktfaktorausprägungen getrieben. Dieser Effekt ist robust gegenüber dem verwendeten Faktormodell. Eine rollierende Analyse zeigt ferner auf, dass der Zeitverlauf der Sharpe Ratio überwiegend von Marktphasen getrieben wird. Demgegenüber weist die normalisierte Sharpe Ratio fast keinerlei Verzerrungen durch die Marktphase auf und führt zu im Querschnitt wie im Zeitverlauf weitaus stabileren Fondsrängen.

Im zweiten Problemfeld adressiert diese Dissertation die Frage, ob die Berücksichtigung von Timingaktivitäten relevant für die Performancemessung von Aktienfonds ist. In der Literatur wurde bislang davon ausgegangen, dass das Jensen Alpha durch Timingaktivitäten verzerrt wird. Wie gezeigt wurde, ist dies hinsichtlich der Totalperformance jedoch nicht der Fall: Analytisch ist die Totalperformance nach dem Jensen Alpha faktisch identisch zur Totalperformance nach dem Treynor-Mazuy- und dem Henriksson-Merton-Modell. Eine empirische Untersuchung offener US-Aktienfonds bestätigt, dass die Unterschiede in der Totalperformance durchgehend ökonomisch vernachlässigbar sind. Auch die inferenzstatistischen Eigenschaften der Totalperformance nach den drei Modellen unterscheiden sich nur marginal. Diese Ergebnisse sind robust gegenüber dem Renditeintervall, der Präsenz von Timingaktivitäten in den untersuchten Fonds und dem verwendeten Marktmodell.

Die gemessene Selektions- bzw. Timingperformance nach dem TM- und dem HM-Modell stehen analytisch zueinander in einer linearen Beziehung: Die Timingperformance nach

dem TM-Modell beträgt ca. die Hälfte der Timingperformance nach dem HM-Modell, unabhängig von den Investitionsaktivitäten des betrachteten Fonds. Für die Selektionsperformance ergibt sich eine lineare Transformationsbeziehung zwischen dem TM- und dem HM-Modell. In der empirischen Analyse bestätigen Querschnittsregressionen der Performancegrößen zwischen den Modellen diese Beziehung in fast allen Fällen sehr gut. Rangfolgen von Fonds anhand ihrer gemessenen Selektions- oder Timingperformance werden nur wenig dadurch beeinflusst, ob das TM- oder das HM-Modell zur Messung der Performancegrößen verwendet wird. Hypothesentests der Selektions- und Timingperformance führen bei diesen Modellen zu weitgehend übereinstimmenden Ergebnissen. Auch diese Resultate sind robust gegenüber dem Renditeintervall, der Präsenz von Timingaktivitäten in den untersuchten Fonds und dem verwendeten Marktmodell.

Zuletzt wird in dieser Arbeit kritisch diskutiert, inwieweit die ökonomische Interpretation von Ansätzen zur Messung von Timingaktivitäten auf Basis realisierter Fondsrenditen überhaupt gerechtfertigt ist. Asymmetrische Zusammenhänge zwischen Fonds- und Marktüberschussrenditen, die die Grundlage gemessener Timingaktivitäten auf Basis der vorgestellten Maße darstellen, können neben Timingaktivitäten auch eine Vielzahl anderer Ursachen aufweisen, die in keinem Zusammenhang mit den Fähigkeiten des Fondsmanagements stehen. In der empirischen Untersuchung weist die gemessene Selektions- und Timingperformance in beiden Modellen eine ausgeprägte negative Beziehung auf. Eine solche Beziehung kann das Resultat artifiziellen Timings infolge von Investitionstätigkeiten in Optionen und vergleichbaren Derivaten sein.

7.2 WEITERFÜHRENDE UNTERSUCHUNGEN

Die Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio ist nicht nur für offene Aktienfonds relevant, sondern auch für alle anderen Anlagegüter, deren Renditen sich durch lineare Faktormodelle beschreiben lassen. Die empirische Relevanz des Marktphaseneinflusses der Sharpe Ratio ist für andere Anlagegüter als Aktien bisher jedoch noch unbekannt. Ebenso sind die Ergebnisse bereits durchgeführter Studien, die sich wesentlich auf die Sharpe Ratio stützen, vor dem Hintergrund der Marktphasen-

abhängig der Sharpe Ratio kritisch zu reflektieren. Die Anwendung der normalisierten Sharpe Ratio bedarf ebenfalls weiterer Forschungsanstrengungen: Potential zur Weiterentwicklung besteht hinsichtlich der Bestimmung langfristiger Verteilungsparameter der Marktfaktoren und der Schätzung der fondsspezifischen Charakteristika. Daneben sind die Persistenz und Prognostizierbarkeit der normalisierten Sharpe Ratio noch unbekannt. Nicht zuletzt birgt die Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio auch Konfliktpotential für verwandte Anwendungsgebiete, z. B. im Kontext der Vergütung des Fondsmanagement oder der risikoadjustierten Geschäftsfeldsteuerung, wie sie in Banken z. B. mittels RORAC- und RAROC-Konzepten durchgeführt wird.

Um die Relevanz der Berücksichtigung von Timingaktivitäten im Rahmen der Performancemessung genauer einschätzen zu können, sind weitere empirische Studien notwendig. Insbesondere die Untersuchung weniger regulierter Segmente der Fondsindustrie und von Fonds, die sich in verschiedenen Anlagegütern, Regionen oder Märkten engagieren, ist in dieser Hinsicht von Interesse. Erweiterungen wie die von Ferson und Schadt (1996) vorgeschlagene konditionale Performancemessung könnten zusätzlich dazu beitragen, die Reliabilität empirisch gemessener Selektions-, Timing- und Totalperformance besser beurteilen zu können.

Die vorliegenden Ergebnisse implizieren schließlich, dass die Performancemessung auf Grundlage von Fondsbestandsdaten, wie von Grinblatt und Titman (1993) vorgeschlagen,¹⁴³ zu belastbareren Resultaten führt als die Performancemessung auf Basis realisierter Fondsrenditen. Obwohl Daten über die Zusammensetzung von Fondsportfolios nur selten mit hoher Frequenz verfügbar sind und durch ein Verschleierungsverhalten¹⁴⁴ von Fondsmanagern verzerrt werden können, verspre-

¹⁴³ Empirische Studien, die auf diesem Ansatz basieren, wurden u. a. von Daniel et al. (1997), Chen et al. (2000), Pinnuck (2003) sowie Gallagher und Pinnuck (2006) durchgeführt.

¹⁴⁴ Das sog. „window dressing“ beschreibt das Verhalten von Fondsmanagern, kurz vor einem Bericht ihrer Fondsbestände Transaktionen durchzuführen, die den Erfolg ihrer Investitionstätigkeiten höher erscheinen lassen. So werden z. B. verlustbehaftete Aktienpositionen verkauft und Aktien, deren Kurs im Berichtszeitraum stark gestiegen ist, nachträglich gekauft. Lakonishok et al. (1991), Musto (1999), Carhart et al. (2002), He et al. (2004) und Ng und Wang (2004) haben dieses Phänomen untersucht.

chen erste Untersuchungen unter Verwendung dieses Ansatzes neue Erkenntnisse über die Leistungsfähigkeit der Fondsindustrie: Jiang et al. (2007) und Elton et al. (2011) messen Timingaktivitäten auf der Grundlage von Fondsbeständen und finden Hinweise auf superiore Timingfähigkeiten.¹⁴⁵ Der Vergleich der Selektions-, Timing- und Totalperformance, die sich aus rendite- und bestandsdatenbasierten Ansätzen ergeben, wäre ein weiterer Schritt, um die Relevanz der Berücksichtigung von Timingaktivitäten in der Performancemessung einschätzen zu können.

¹⁴⁵ Allerdings wird in diesen Studien nicht die Timingperformance im Sinne der abnormalen Rendite aus den Timingaktivitäten bestimmt.

APPENDIZES



AUSWAHL VON FONDS ANHAND IHRES OBJECTIVE CODES

In Anlehnung an Pástor und Stambaugh (2002) umfasst die Fondsstichprobe alle Fonds, die einen der folgenden Objective Codes¹⁴⁶ laut Strategic Insight (ehemals Standard & Poor's) aufweisen: AGG (Aggressive), GMC (Growth MidCap), GRI (Growth Income), GRO (Growth), ING (Income Growth) und SCG (SmallCap Growth). Sektorfonds, internationale oder globale Funds und Funds, die in anderen Vermögensgegenständen als Aktien engagiert sind, werden aus der Fondsstichprobe ausgeschlossen, um die Definition eines adäquaten Marktindex nicht zu erschweren.

Darüber hinaus werden Fonds anhand ihres Lipper Objective Codes ausgewählt, da diese in der CRSP Survivor-Bias-Free US Mutual Fund Database für einen aktuelleren Zeitraum verfügbar sind (Dezember 1999 bis Dezember 2009). Die Fondskategorien nach Strategic Insight und Lipper werden dabei wie folgt zugeordnet:

Strategic Insight	Lipper
AGG	CA
GRO	G
GRI	GI
ING	EI
GMC	MC
SCG	SG

Um in die Fondsstichprobe aufgenommen zu werden, müssen Fonds durchgehend einen der in der Tabelle aufgeführten Objective Codes aufweisen. Fonds, deren Klassifikation sich än-

¹⁴⁶ Objective Codes klassifizieren Fonds hinsichtlich ihres Anlageuniversums und ihrer Anlagestrategie. Die Einteilung erfolgt dabei auf Grundlage der Selbstbeschreibung der Fonds in ihren Anlageprospekten.

dert – auch innerhalb der berücksichtigten Klassen –, werden aus der Stichprobe ausgeschlossen. Wenn eine Klassifikation nach Strategic Insight und Lipper für einen Fonds verfügbar ist, müssen sich diese wie in der Tabelle angegeben entsprechen. Fonds, die diese Bedingung nicht erfüllen, werden ebenfalls aus der Stichprobe entfernt.

TIMINGPERFORMANCE UND RENDITEGENERIERUNGSPROZESSE

Die Renditegenerierungsprozesse er_i^{TM} und er_i^{HM} sowie das TM- und das HM-Modell in einer Einfaktor-Welt lassen sich folgendermaßen verallgemeinern:

$$er_{i,t} = \alpha_i + \beta_i er_{m,t} + \gamma_i d_t + \varepsilon_{i,t}$$

Der Term d_t sei eine Transformation von $er_{m,t}$. Für das TM-Modell und den Renditegenerierungsprozess er_i^{TM} ist $d_t = er_{m,t}^2 = d^{TM}$, für das HM-Modell und den Renditegenerierungsprozess er_i^{HM} ist $d_t = \max(0, -er_{m,t}) = d^{HM}$. In beiden Fällen erfülle das Residuum $\varepsilon_{i,t}$ die Gauss-Markov-Annahmen und die Marktüberschussrendite $er_{m,t}$ sei unabhängig und identisch normalverteilt (n. i. i. d.) mit Erwartungswert μ_m , Varianz σ_m^2 , Dichtefunktion $f_m(x)$ und Verteilungsfunktion $F_m(x)$. Eine Schätzung des obigen Modells führt zu folgendem Erwartungswert c_i für den Koeffizienten γ_i :

$$c_i = \frac{\text{Cov}(d, er_i) \sigma_m^2 - \text{Cov}(er_i, er_m) \text{Cov}(d, er_m)}{\sigma_m^2 \text{Var}(d) - \text{Cov}(d, er_m)^2}$$

Die Parameter $\text{Var}(d)$ und $\text{Cov}(d, er_m)$ sind exogen und hängen allein von der Wahl von d ab. Aus dieser und den Verteilungsannahmen für er_m lassen sie sich wie folgt bestimmen:

$$\begin{aligned} \text{Var}(d^{TM}) &= 2\sigma_m^4 + 4\mu_m^2 \sigma_m^2 \\ \text{Cov}(d^{TM}, er_m) &= 2\mu_m \sigma_m^2 \\ \text{Var}(d^{HM}) &= (\mu_m^2 + \sigma_m^2) F_m(0) - \mu_m \sigma_m^2 f_m(0) \\ &\quad + \left[\mu_m F_m(0) - \sigma_m^2 f_m(0) \right]^2 \\ \text{Cov}(d^{HM}, er_m) &= -\sigma_m^2 F_m(0) \\ \text{Cov}(d^{TM}, d^{HM}) &= \sigma_m^4 f_m(0) - 2\mu_m \sigma_m^2 F_m(0) \end{aligned}$$

Der Renditegenerierungsprozess er_i^{HM} ist der Erwartungswert der gemessenen Timingaktivitäten nach dem HM-Modell $c_i^{TM}|_{er_i^{HM}} = \gamma_i^{HM}$. Wird für den Generierungsprozess er_i^{HM} jedoch ein TM-Modell geschätzt, beträgt der erwartete OLS-Schätzer c_i^{TM} :

$$\begin{aligned}
 c_i^{TM}|_{er_i^{HM}} &= \frac{\text{Cov}(d^{TM}, er_i^{HM})\sigma_m^2 - \text{Cov}(er_m, er_i^{HM})\text{Cov}(d^{TM}, er_m)}{\sigma_m^2 \text{Var}(d^{TM}) - \text{Cov}(d^{TM}, er_m)^2} \\
 &= \frac{\text{Cov}(d^{TM}, \beta_i^{HM}er_m + \gamma_i^{HM}d^{HM})\sigma_m^2 - \text{Cov}(er_m, \beta_i^{HM}er_m + \gamma_i^{HM}d^{HM})\text{Cov}(d^{TM}, er_m)}{\sigma_m^2 \text{Var}(d^{TM}) - \text{Cov}(d^{TM}, er_m)^2} \\
 &= \frac{[\beta_i^{HM}\text{Cov}(d^{TM}, er_m) + \gamma_i^{HM}\text{Cov}(d^{TM}, d^{HM})]\sigma_m^2 - [\beta_i^{HM}\sigma_m^2 + \gamma_i^{HM}\text{Cov}(d^{HM}, er_m)]\text{Cov}(d^{TM}, er_m)}{\sigma_m^2 \text{Var}(d^{TM}) - \text{Cov}(d^{TM}, er_m)^2} \\
 &= \gamma_i^{HM} \frac{\sigma_m^2 \text{Cov}(d^{TM}, d^{HM}) - \text{Cov}(d^{HM}, er_m)\text{Cov}(d^{TM}, er_m)}{\sigma_m^2 \text{Var}(d^{TM}) - \text{Cov}(d^{TM}, er_m)^2} \\
 &= \gamma_i^{HM} \frac{\sigma_m^6 f_m(0) - 2\mu_m \sigma_m^4 F_m(0) + 2\mu_m \sigma_m^4 F_m(0)}{\sigma_m^2 (2\sigma_m^4 + 4\mu_m^2 \sigma_m^2) - (2\mu_m \sigma_m^2)^2} \\
 &= \frac{1}{2} \gamma_i^{HM} f_m(0)
 \end{aligned}$$

Für den Renditegenerierungsprozess er_i^{TM} sind die erwarteten geschätzten Timingaktivitäten nach dem TM-Modell $c_i^{TM}|_{er_i^{TM}} = \gamma_i^{TM}$. Wird das HM-Modell für diesen Renditegenerierungsprozess geschätzt, ergeben sich folgende erwartete Timingaktivitäten:

$$\begin{aligned}
 c_i^{HM}|_{er_i^{TM}} &= \frac{\text{Cov}(d^{HM}, er_i^{TM})\sigma_m^2 - \text{Cov}(er_m, er_i^{TM})\text{Cov}(d^{HM}, er_m)}{\sigma_m^2 \text{Var}(d^{HM}) - \text{Cov}(d^{HM}, er_m)^2} \\
 &= \frac{\text{Cov}(d^{HM}, \beta_i^{TM}er_m + \gamma_i^{TM}d^{TM})\sigma_m^2 - \text{Cov}(er_m, \beta_i^{TM}er_m + \gamma_i^{TM}d^{TM})\text{Cov}(d^{HM}, er_m)}{\sigma_m^2 \text{Var}(d^{HM}) - \text{Cov}(d^{HM}, er_m)^2} \\
 &= \frac{[\beta_i^{TM}\text{Cov}(d^{HM}, er_m) + \gamma_i^{TM}\text{Cov}(d^{HM}, d^{TM})]\sigma_m^2 - [\beta_i^{TM}\sigma_m^2 + \gamma_i^{TM}\text{Cov}(d^{TM}, er_m)]\text{Cov}(d^{HM}, er_m)}{\sigma_m^2 \text{Var}(d^{HM}) - \text{Cov}(d^{HM}, er_m)^2} \\
 &= \gamma_i^{TM} \frac{\sigma_m^2 \text{Cov}(d^{HM}, d^{TM}) - \text{Cov}(d^{TM}, er_m)\text{Cov}(d^{HM}, er_m)}{\sigma_m^2 \text{Var}(d^{HM}) - \text{Cov}(d^{HM}, er_m)^2} \\
 &= \gamma_i^{TM} \frac{\sigma_m^6 f_m(0) - 2\mu_m \sigma_m^4 F_m(0) + 2\mu_m \sigma_m^4 F_m(0)}{\sigma_m^2 [(\mu_m^2 + \sigma_m^2)F_m(0)[1 - F_m(0)] - \mu_m \sigma_m^2 f_m(0) - [\mu_m F_m(0) - \sigma_m^2 f_m(0)]^2] - [\sigma_m^2 F_m(0)]^2} \\
 &= \gamma_i^{TM} \frac{\sigma_m^4 f_m(0)}{(\mu_m^2 + \sigma_m^2)F_m(0)[1 - F_m(0)] - \mu_m \sigma_m^2 f_m(0)[1 - 2F_m(0)] - \sigma_m^4 f_m(0)^2}
 \end{aligned}$$

Wie in Abschnitt 5.2.1 gezeigt, berechnet man die Timingperformance für das TM- und das HM-Modell wie folgt:

$$\begin{aligned}
 tim_i^{TM} &= \gamma_i^{TM} \text{Var}(er_m) \\
 tim_i^{HM} &= \gamma_i^{HM} [P(er_m < 0)E(er_m) + E[\max(0, -er_m)]]
 \end{aligned}$$

Unter der Annahme eines n. i. i. d. Einfaktor-Marktes vereinfacht sich dies zu:

$$\begin{aligned}\text{tim}_i^{\text{TM}} &= \gamma_i^{\text{TM}} \sigma_m^2 \\ \text{tim}_i^{\text{HM}} &= \gamma_i^{\text{HM}} \sigma_m^2 f_m(0)\end{aligned}$$

Weist der untersuchte Fonds HM-Charakteristiken auf, ergibt sich folgende Timingperformance nach dem TM-Modell $\text{tim}_i^{\text{TM}}|_{\text{er}_i^{\text{HM}}}$:

$$\begin{aligned}\text{tim}_i^{\text{TM}}|_{\text{er}_i^{\text{HM}}} &= c_i^{\text{TM}}|_{\text{er}_i^{\text{HM}}} \sigma_m^2 \\ &= \frac{1}{2} \gamma_i^{\text{HM}} \sigma_m^2 f_m(0) \\ &= \frac{1}{2} \text{tim}_i^{\text{HM}}|_{\text{er}_i^{\text{HM}}}\end{aligned}$$

Die HM-Timingperformance eines Fonds, der TM-Charakteristiken aufweist, $\text{tim}_i^{\text{HM}}|_{\text{er}_i^{\text{TM}}}$ ist:

$$\begin{aligned}\text{tim}_i^{\text{HM}}|_{\text{er}_i^{\text{TM}}} &= c_i^{\text{HM}}|_{\text{er}_i^{\text{TM}}} \sigma_m^2 f_m(0) \\ &= \gamma_i^{\text{TM}}|_{\text{er}_i^{\text{TM}}} \frac{\sigma_m^4 f_m(0)}{(\mu_m^2 + \sigma_m^2) F_m(0) [1 - F_m(0)] - \mu_m \sigma_m^2 f_m(0) [1 - 2F_m(0)] - \sigma_m^4 f_m(0)^2} \\ &= \frac{\sigma_m^4 f_m(0)^2}{(\mu_m^2 + \sigma_m^2) F_m(0) [1 - F_m(0)] - \mu_m \sigma_m^2 f_m(0) [1 - 2F_m(0)] - \sigma_m^4 f_m(0)^2} \text{tim}_i^{\text{TM}}|_{\text{er}_i^{\text{TM}}}\end{aligned}$$

Der Bruch auf der rechten Seite dieser Gleichung ist exogen, da er nicht von den Investitionsentscheidungen des Fondsmanagements, sondern ausschließlich von den Verteilungsparametern der Marktüberschussrendite abhängt. Er weist folgendes Minimum auf für $\mu_m = 0$:

$$\begin{aligned} \text{tim}_i^{\text{HM}} \Big|_{\text{er}_i^{\text{TM}} \wedge \mu_m = 0} &= \frac{2}{\pi - 2} \text{tim}_i^{\text{TM}} \Big|_{\text{er}_i^{\text{TM}}} \\ &\approx 1,7519 \text{tim}_i^{\text{TM}} \Big|_{\text{er}_i^{\text{TM}}} \end{aligned}$$

LITERATURVERZEICHNIS

ACKERMANN, Carl, McENALLY, Richard und RAVENS-CRAFT, David (1999): The performance of hedge funds: Risk, return, and incentives. *Journal of Finance* 54 (3), 833–874.

ADMATI, Anat R. und ROSS, Stephen A. (1985): Measuring investment performance in a rational expectations equilibrium model. *Journal of Business* 58 (1), 1–26.

AGARWAL, Vikas und NAIK, Narayan Y. (2004): Risks and portfolio decisions involving hedge funds. *Review of Financial Studies* 17 (1), 63–98.

ALTMAN, Edward I. und SAUNDERS, Anthony (1997): Credit risk measurement: Developments over the last 20 years. *Journal of Banking and Finance* 21 (11–12), 1721–1742.

AMIT, Raphael und WERNERFELT, Birger (1990): Why do firms reduce business risk? *Academy of Management Journal* 33 (3), 520–533.

ANG, Andrew und CHEN, Joseph (2002): Asymmetric correlations of equity portfolios. *Journal of Financial Economics* 63 (3), 443–494.

ARAGON, George O. (2005): Timing multiple markets: Theory and evidence from balanced mutual funds. Working Paper, Carroll School of Management, Boston College.

BANZ, Rolf W. (1981): The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics* 9 (1), 3–18.

BARONE ADESI, Giovanni, GAGLIARDINI, Patrick und URGÀ, Giovanni (2004): Testing asset pricing models with coskewness. *Journal of Business and Economic Statistics* 22 (4), 474–485.

BASU, Sanjoy (1983): The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence. *Journal of Financial Economics* 12 (1), 129–156.

BECKER, Connie, FERSON, Wayne E., MYERS, David H. und SCHILL, Michael J. (1999): Conditional market timing with benchmark investors. *Journal of Financial Economics* 52 (1), 119–148.

BHANDARI, Laxmi Chand (1988): Debt/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence. *Journal of Finance* 43 (2), 507–528.

BLACK, Fischer und SCHOLES, Myron (1973): The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy* 81 (3), 637–654.

BLAKE, Christopher R., ELTON, Edwin J. und GRUBER, Martin J. (1993): The performance of bond mutual funds. *Journal of Business* 66 (3), 371–403.

BOLLEN, Nicolas P. B. und BUSSE, Jeffrey A. (2001): On the timing ability of mutual fund managers. *Journal of Finance* 56 (3), 1075–1094.

BOLLEN, Nicolas P. B. und BUSSE, Jeffrey A. (2005): Short-term persistence in mutual fund performance. *Review of Financial Studies* 18 (2), 569–597.

BROWN, Keith C., HARLOW, W. V. und STARKS, Laura T. (1996): Of tournaments and temptations: An analysis of managerial incentives in the mutual fund industry. *Journal of Finance* 51 (1), 85–110.

BROWN, Stephen J., GOETZMANN, William N. und IBBOTSON, Robert G. (1999): Offshore hedge funds: Survival and performance, 1989–95. *Journal of Business* 72 (1), 91–117.

BROWN, Stephen J., GOETZMANN, William N. und ROSS, Stephen A. (1995): Survival. *Journal of Finance* 50 (3), 853–873.

BROWN, Stephen J. und GOETZMANN, William N. (1995): Performance persistence. *Journal of Finance* 50 (2), 679–698.

BUSSE, Jeffrey A. und IRVINE, Paul J. (2006): Bayesian alphas and mutual fund persistence. *Journal of Finance* 61 (5), 2251–2288.

CAI, Jun, CHAN, K. C. und YAMADA, Takeshi (1997): The performance of Japanese mutual funds. *Review of Financial Studies* 10 (2), 237–274.

CARHART, Mark M. (1997): On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance* 52 (1), 57–82.

CARHART, Mark M., CARPENER, Jennifer N., LYNCH, Anthony W. und MUSTO, David K. (2002): Mutual Fund Survivorship. *Review of Financial Studies* 15 (5), 1439–143.

CESARI, Riccardo und PANETTA, Fabio (2002): The performance of Italian equity funds. *Journal of Banking and Finance* 26 (1), 99–126.

CHAMBERLAIN, Gary (1983): A Characterization of the Distributions That Imply Mean-Variance Utility Functions. *Journal of Economic Theory* 29 (1), 185–201.

CHEN, Hsiu-Lang, JEGADEESH, Narasimhan und WERMERS, Russ (2000): The value of active mutual fund management: An examination of the stockholdings and trades of fund managers. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 35 (3), 343–368.

CHEN, Wen-Kuei, CHEN, Yin-Jen und CHEN, Tsung-Chuan (2008): Using efficiency ratio to measure fund performance. *Journal of Asset Management* 8 (6), 352–360.

CHEN, Yong, FERNON, Wayne E. und PETERS, Helen (2010): Measuring the timing ability and performance of bond mutual funds. *Journal of Financial Economics* 98 (1), 72–89.

CHEN, Yong und LIANG, Bing (2007): Do market timing hedge funds time the market? *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 42 (4), 827–856.

CHUNHACHINDA, Pornchai, DANDAPANI, Krishnan, HAMID, Shahid und PRAKASH, Arun J. (1997): Portfolio selec-

tion and skewness: Evidence from international stock markets. *Journal of Banking and Finance* 21 (2), 143–167.

CLOGG, Clifford C., PETKOVA, Eva und HARITOU, Adamantios (1995): Statistical Methods for Comparing Regression Coefficients Between Models. *American Journal of Sociology* 100 (5), 1261–1293.

COHEN, Randolph B., COVAL, Joshua D. und PÁSTOR, Lubos (2005): Judging Fund Managers by the Company They Keep. *Journal of Finance* 60 (3), 1057–1096.

COLES, Jeffrey L., DANIEL, Naveen D. und NARDARI, Federico (2006): Does the Choice of Model or Benchmark Affect Inference in Measuring Mutual Fund Performance? Working Paper, W. P. Carey School of Business, Arizona State University.

COMER, George (2006): Hybrid Mutual Funds and Market Timing Performance. *Journal of Business* 79 (2), 771–797.

COMER, George, LARRYMORE, Norris und RODRIGUEZ, Javier (2009): Controlling for Fixed-Income Exposure in Portfolio Evaluation: Evidence from Hybrid Mutual Funds. *Review of Financial Studies* 22 (2), 481–507.

DANIEL, Kent, GRINBLATT, Mark, TITMAN, Sheridan und WERMERS, Russ (1997): Measuring Mutual Fund Performance with Characteristic-Based Benchmarks. *Journal of Finance* 52 (3), 1035–1058.

DEAVES, Richard (2004): Data-conditioning biases, performance, persistence and flows: The case of Canadian equity funds. *Journal of Banking and Finance* 28 (3), 673–694.

DOWD, Kevin (2000): Adjusting for risk: An improved Sharpe ratio. *International Review of Economics and Finance* 9 (3), 209–222.

DYBVIG, Philip H. und ROSS, Stephen A. (1985): Differential Information and Performance Measurement Using a Security Market Line. *Journal of Finance* 40 (2), 383–399.

EDELEN, Roger M. (1999): Investor flows and the assessed performance of open-end mutual funds. *Journal of Financial Economics* 53 (3), 439–466.

ELTON, Edwin J., GRUBER, Martin J., DAS, Sanjiv und HLAVKA, Matthew (1993): Efficiency with costly information: A reinterpretation of evidence from managed portfolios. *Review of Financial Studies* 6 (1), 1–22.

ELTON, Edwin J., GRUBER, Martin J. und BLAKE, Christopher R. (1995): Fundamental Economic Variables, Expected Returns, and Bond Fund Performance. *Journal of Finance* 50 (4), 1229–1256.

ELTON, Edwin J., GRUBER, Martin J. und BLAKE, Christopher R. (1996): Survivorship Bias and Mutual Fund Performance. *Review of Financial Studies* 9 (4), 1097–1120.

ELTON, Edwin J., GRUBER, Martin J. und BLAKE, Christopher R. (2003): Incentive Fees and Mutual Funds. *Journal of Finance* 58 (2), 779–804.

ELTON, Edwin J., GRUBER, Martin J. und BLAKE, Christopher R. (2011): An Examination of Mutual Fund Timing Ability Using Monthly Holdings Data. *Review of Finance* 16 (3), 619–645.

FAMA, Eugene F. (1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance* 25 (2), 383–417.

FAMA, Eugene F. (1972): Components of Investment Performance. *Journal of Finance* 27 (3), 551–567.

FAMA, Eugene F. und FRENCH, Kenneth R. (1993): Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33 (1), 3–56.

FED (2011): Statistical Release H8: Selected Assets and Liabilities of Commercial Banks in the United States. <http://www.federalreserve.gov/releases/h8/20111021/> (Stand 18.10.2012).

FERRUZ, Luis Agudo und SARTO, José Luis Marzal (2004): An analysis of Spanish investment fund performance: some considerations concerning Sharpe's ratio. *Omega – The International Journal of Management Science* 32 (4), 273–284.

FERSON, Wayne E. und SCHADT, Rudi W. (1996): Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions. *Journal of Finance* 51 (2), 425–461.

FRENCH, Kenneth R. (2011): Data Library. http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html (Stand 18.10.2012)

FUNG, Hung-Gay, XU, Xiaoqing Eleanor und YAU, Jot (2002): Global hedge funds: Risk, return, and market timing. *Financial Analysts Journal* 58 (6), 19–30.

GALLAGHER, David R. und PINNUCK, Matt (2006): Seasonality in Fund Performance: An Examination of the Portfolio Holdings and Trades of Investment Managers. *Journal of Business Finance and Accounting* 33 (7–8), 1240–1266.

GLOSTEN, Lawrence R. und JAGANNATHAN, Ravi (1994): A contingent claim approach to performance evaluation. *Journal of Empirical Finance* 1 (2), 133–160.

GOETZMANN, William, INGERSOLL, Jonathan, SPIEGEL, Matthew und WELCH, Ivo (2007): Portfolio Performance Manipulation and Manipulation-proof Performance Measures. *Review of Financial Studies* 20 (5), 1503–1546.

GOETZMANN, William N., INGERSOLL JR., Jonathan und IVKOVIC, Zoran (2000): Monthly Measurement of Daily Timers. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 35 (3), 257–290.

GOTTESMAN, Aron A. und MOREY, Matthew R. (2007): Predicting Emerging Market Mutual Fund Performance. *Journal of Investing* 16 (3), 111–122.

GRANT, Dwight (1977): Portfolio Performance and the Cost of Timing Decisions. *Journal of Finance* 32 (2), 837–846.

GRINBLATT, Mark und TITMAN, Sheridan (1989): Portfolio performance evaluation: old issues and new insights. *Review of Financial Studies* 2 (3), 393–421.

GRINBLATT, Mark und TITMAN, Sheridan (1992): The persistence of mutual fund performance. *Journal of Finance* 47 (5), 1977–1984.

GRINBLATT, Mark und TITMAN, Sheridan (1993): Performance Measurement without Benchmarks: An Examination of Mutual Fund Returns. *Journal of Business* 66 (1), 47–68.

GRINBLATT, Mark und TITMAN, Sheridan (1994): A study of monthly mutual fund returns and performance evaluation techniques. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 29 (3), 419–444.

GRUBER, Martin J. (1996): Another puzzle: The growth in actively managed mutual funds, *Journal of Finance* 52 (3), 783–810.

HARVEY, Campbell R. und SIDDIQUE, Akhtar (2000): Conditional Skewness in Asset Pricing Tests. *Journal of Finance* 55 (3), 1263–1295.

HE, Jia, NG, Lilian und WANG, Qinghai (2004): Quarterly Trading Patterns of Financial Institutions. *Journal of Business* 77 (3), 493–509.

HENDRICKS, Darryll, PATEL, Jayendu und ZECKHAUSER, Richard (1993): Hot Hands in Mutual Funds: Short-Run Persistence of Relative Performance, 1974–1988. *Journal of Finance* 48 (1), 93–130.

HENRIKSSON, Roy D. (1984): Market Timing and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation. *Journal of Business* 57 (1), 73–96.

HENRIKSSON, Roy D. und MERTON, Robert C. (1981): On Market Timing and Investment Performance. II. Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills. *Journal of Business* 54 (4), 513–533.

HUBERMAN, Gur und KANDEL, Shmuel (1987): Mean-Variance Spanning. *Journal of Finance* 42 (4), 873–888.

HUIJ, Joop und DERWALL, Jeroen (2008): "Hot Hands" in bond funds. *Journal of Banking and Finance* 32 (4), 559–572.

HUIJ, Joop und VERBEEK, Marno (2007): Cross-sectional learning and short-run persistence in mutual fund performance. *Journal of Banking and Finance* 31 (3), 973–997.

HUNTER, David, KANDEL, Eugene, KANDEL, Shmuel und WERMERS, Russel (2011): Endogenous Benchmarks. Working Paper, Robert H. Smith School of Business, University of Maryland.

INVESTMENT COMPANY INSTITUTE (2011): 2011 Investment Company Fact Book. http://www.ici.org/pdf/2011_factbook.pdf (Stand 18.10.2012).

ISRAESEN, Craig L. (2005): A refinement to the Sharpe ratio and information ratio. *Journal of Asset Management* 5 (6), 423–427.

JAGANNATHAN, Ravi, MALAKHOV, Alexey und NOVIKOV, Dmitry (2010): Do Hot Hands Exist among Hedge Fund Managers? An Empirical Evaluation. *Journal of Finance* 65 (1), 217–253.

JAGANNATHAN, Ravi und KORAJCZYK, Robert A. (1986): Assessing the Market Timing Performance of Managed Portfolios. *Journal of Business* 59 (2), 217–235.

JEGADEESH, Narasimhan und TITMAN, Sheridan (1993): Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance* 48 (1), 65–91.

JENSEN, Michael C. (1968): The Performance of Mutual Funds in the Period 1945–1964. *Journal of Finance* 23 (2), 389–416.

JENSEN, Michael C. (1972): Optimal Utilization of Market Forecasts and the Evaluation of Investment Performance. In

Szego, Giorgio P. und Shell, Karl (Hrsg.), *Mathematical Methods of Investment and Finance*, 310–335. Amsterdam: Elsevier.

JIANG, George J., YAO, Tong und YU, Tong (2007): Do mutual funds time the market? Evidence from portfolio holdings. *Journal of Financial Economics* 86 (3), 724–758.

JOBSON, J. D. und KORKIE, Bob M. (1981): Performance hypothesis testing with the Sharpe and Treynor measures. *Journal of Finance* 36 (4), 889–908.

JONES, Christopher S. und SHANKEN, Jay (2005): Mutual fund performance with learning across funds. *Journal of Financial Economics* 78 (3), 507–552.

KACPERCZYK, Marcin und SERU, Amit (2007): Fund Manager Use of Public Information: New Evidence on Managerial Skills. *Journal of Finance* 62 (2), 485–528.

KANE, Alex und MARKS, Stephen Gary (1988): Performance Evaluation of Market Timers: Theory and Evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 23 (4), 425–435.

KENT, Daniel, GRINBLATT, Mark, TITMAN, Sheridan und WERMERS, Russ (1997): Measuring mutual fund performance with characteristics-based benchmarks. *Journal of Finance* 52 (3), 1035–1058.

KOTHARI, S. P. und WARNER, Jerold B. (2001): Evaluating Mutual Fund Performance. *Journal of Finance* 56 (5), 1985–2010.

KRAUS, Alan und LITZENBERGER, Robert H. (1976): Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets. *Journal of Finance* 31 (4), 1085–1100.

KRIMM, Sebastian, SCHOLZ, Hendrik und WILKENS, Marco (2011): Selection, Timing and Total Performance of Equity Funds: Wasting Time Measuring Timing. Working Paper, *Universität Augsburg und Universität Erlangen-Nürnberg*.

KRIMM, Sebastian, SCHOLZ, Hendrik und WILKENS, Marco (2012): The Sharpe ratio's market climate bias: Theoretical

and empirical evidence from US equity mutual funds. *Journal of Asset Management* 13 (4), 227–242.

KRONER, Kenneth F. und NG, Victor K. (1998): Modeling asymmetric comovements of asset returns. *Review of Financial Studies* 11 (4), 817–844.

KRYZANOWSKI, Lawrence, LALANCETTE, Simon und TO, Minh Chau To (1997): Performance attribution using an APT with prespecified macrofactors and time-varying risk premia and betas. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 32 (2), 205–224.

LAKONISHOK, Josef, SHLEIFER, Andrei, THALER, Richard und VISHNY, Robert (1991): Window Dressing by Pension Fund Managers. *American Economic Review* 81 (2), 227–231.

LESSEIG, Vance P., LONG, D. Michael und SMYTHE, Thomas I. (2002): Gains to mutual fund sponsors offering multiple share class funds. *Journal of Financial Research* 25 (1), 81–98.

LHABITANT, François-Serge (2000): Derivatives in Portfolio Management: Why Beating the Market Is Easy. *Derivatives Quarterly* 7 (2), 39–45.

LIM, Kian-Guan (1989): A New Test of the Three-Moment Capital Asset Pricing Model. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 24 (2), 205–216.

LO, Andrew W. (2002): The Statistics of Sharpe Ratios. *Financial Analysts Journal* 58 (4), 36–52.

LO, Andrew W. (2008): Where Do Alphas Come From? A New Measure of the Value of Active Investment Management. *Journal of Investment Management* 6 (2), 1–29.

MALKIEL, Burton G. (1995): Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991. *Journal of Finance* 50 (2), 549–572.

MAMAYSKY, Harry, SPIEGEL, Matthew und ZHANG, Hong (2008): Estimating the Dynamics of Mutual Fund Alphas and Betas. *Review of Financial Studies* 21 (1), 233–264.

MARKOWITZ, Harry (1952): Portfolio Selection. *Journal of Finance* 7 (1), 77–91.

MATALLÍN-SÁEZ, Juan C. (2003): Asymmetric relation in omitted benchmarks and market timing in mutual funds. *Applied Economics Letters* 10 (12), 775–778.

McLEOD, Warren und VAN VUUREN, Gary W. (2004): Interpreting the Sharpe ratio when excess returns are negative. *Investment Analysts Journal* 59, 15–20.

MERTON, Robert C. (1981): On Market Timing and Investment Performance. I. An Equilibrium Theory of Value for Market Forecasts. *Journal of Business* 54 (3), 363–406.

MODIGLIANI, Franco und MODIGLIANI, Leah (1997): Risk-Adjusted Performance: How to measure it and why. *Journal of Portfolio Management* 23 (2), 45–54.

MORGAN STANLEY Capital International (2011): MSCI US Equity Indices. http://www.msci.com/products/indices/country_and_regional/domestic_equity_indices/us/ (Stand 18.10.2012)

MUSTO, David K. (1999): Investment Decisions Depend on Portfolio Disclosures. *Journal of Finance* 54 (3), 935–952.

NEWHEY, Whitney K. und WEST, Kenneth D. (1987): A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica* 55 (3), 703–708.

NEWHEY, Whitney K. und WEST, Kenneth D. (1994): Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation. *Review of Economic Studies* 61 (4), 631–654.

NG, Lilian und WANG, Qinghai (2004): Institutional Trading and the Turn-of-the-year Effect. *Journal of Financial Economics* 74 (2), 343–366.

O'NEAL, Edward S. (1999): Mutual fund share classes and broker incentives. *Financial Analysts Journal* 55 (5), 76–87.

OPDYKE, John Douglas (2007): Comparing Sharpe ratios: So where are the p-values? *Journal of Asset Management* 8 (5), 308–336.

PÁSTOR, Lubos und STAMBAUGH, Robert F. (2002): Mutual fund performance and seemingly unrelated assets. *Journal of Financial Economics* 63 (3), 315–349.

PÁSTOR, Lubos und STAMBAUGH, Robert F. (2003): Liquidity Risk and Expected Stock Returns. *Journal of Political Economy* 111 (3), 642–685.

PINNUCK, Matt (2003): An Examination of the Performance of the Trades and Stock Holdings of Fund Managers: Further Evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 38 (4), 811–828.

ROHLEDER, Martin, SCHOLZ, Hendrik und WILKENS, Marco (2011): Survivorship Bias and Mutual Fund Performance: Relevance, Significance, and Methodical Differences. *Review of Finance* 15 (2), 441–474.

ROLL, Richard (1977): A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests: Part I: On Past and Potential Testability of the Theory. *Journal of Financial Economics* 4 (2), 129–176.

ROLL, Richard (1978): Ambiguity when performance is measured by the securities market line. *Journal of Finance* 33 (4), 1051–1069.

ROSENBERG, Barr, REID, Kenneth und LANSTEIN, Ronald (1985): Persuasive evidence of market inefficiency. *Journal of Portfolio Management* 11 (3), 9–16.

ROSS, Stephen A. (1976): The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory* 13 (3), 341–360.

SCHOLZ, Hendrik (2002): *Performanceanalyse von Aktienfonds*. Neue Betriebswirtschaftliche Studienbücher: Band 23, Berliner Wissenschafts-Verlag.

SCHOLZ, Hendrik (2007): Refinements to the Sharpe ratio: Comparing alternatives for bear markets. *Journal of Asset Management* 7 (5), 347–357.

SHANKEN, Jay (1982): The Arbitrage Pricing Theory: Is it Testable? *Journal of Finance* 37 (5), 1129–1140.

SHARPE, William F. (1964): Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance* 19 (3), 425–442.

SHARPE, William F. (1966): Mutual fund performance. *Journal of Business* 39 (1), 119–138.

SHARPE, William F. (1974): Imputing expected security returns from portfolio composition. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 9 (3), 463–472.

SHARPE, William F. (1998): Morningstar's Risk-Adjusted Ratings. *Financial Analysts Journal* 54 (4), 21–33.

SÖDERLIND, Paul (1999): An Interpretation of SDF Based Performance Measures. *European Finance Review* 3 (2), 233–237.

TINIÇ, Seha M. und WEST, Richard R. (1979): *Investing in Securities: An Efficient Markets Approach*. Reading, MA: Addison-Wesley.

TOBIN, James (1958): Liquidity Preferences as Behavior Towards Risk. *Review of Economic Studies* 25 (2), 65–86.

TREYNOR, Jack L. und BLACK, Fischer (1973): How to use security analysis to improve portfolio selection. *Journal of Business* 46 (1), 66–86.

TREYNOR, Jack L. und MAZUY, Kay K. (1966): Can mutual funds outguess the market? *Harvard Business Review* 44 (4), 131–136.

VHB (2011): VHB-Jourqual 2.1. <http://vhbonline.org/service/jourqual/vhb-jourqual-21-2011/> (Stand 18.10.2011).

WELCH, Bernard L. (1947): The Generalization of "Student's" Problem When Several Different Population Variances Are Involved. *Biometrika* 34 (1-2), 28-35.

WERMERS, Russ (2000): Mutual Fund Performance: An Empirical Decomposition into Stock-Picking Talent, Style, Transactions Costs, and Expenses. *Journal of Finance* 55 (4), 1655-1703.

WHITE, Halbert (1980): A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48 (4), 818-838.

ZHENG, L. (1999): Is Money Smart? A Study of Mutual Fund Investors' Fund Selection Ability. *Journal of Finance* 54 (3), 901-933.

ZHOU, Guofo (1993): Asset-pricing Tests under Alternative Distributions. *Journal of Finance* 47 (5), 1927-1942.

