

Anlagestile und Performance von Investmentfonds

– Theoretische und empirische Zusammenhänge –

DISSERTATION

zur Erlangung des Grades eines
Doktor rerum politicarum
(Dr. rer. pol.)

an der
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät
der Universität Dortmund

Lehrstuhl für Investition und Finanzierung
Prof. Dr. Jack Wahl

vorgelegt von

Dipl.-Kfm. Jan Wilmanns

Dortmund, 04.01.2001

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis	V
Tabellenverzeichnis	VII
1 Einleitung	1
1.1 Problemstellung	1
1.2 Aufbau der Arbeit	6
2 Grundlagen der Performancemessung	9
2.1 Allgemeines	9
2.2 Institutioneller Rahmen der Performancemessung	12
2.2.1 Kapitalanlagegesellschaften und Investmentfonds	12
2.2.1.1 Rechtliche Grundlagen	12
2.2.1.2 Arten von Investmentfonds	13
2.2.2 „Kosten“ und „Erträge“ von Investmentfonds	15
2.3 Finanzwirtschaftlicher Modellrahmen der Performancemessung	19
2.3.1 Annahmen	19
2.3.2 Eigenschaften von Performancemaßen	26
2.3.3 Timing und Selektion	28
2.3.3.1 Umsetzung von Timing- und Selektionssignalen	28
2.3.3.2 Timing- und Selektionskomponente der erwarteten Rendite	32

3	Klassische Performancemessung	35
3.1	Allgemeines	36
3.2	Jensens Alpha	36
3.3	Treynor-Ratio	40
3.4	Treynor/Black-Appraisal-Ratio	42
3.4.1	Grundlagen	42
3.4.2	Modifizierte Appraisal-Ratio	45
3.5	Sharpe-Ratio	47
3.6	Probleme der klassischen Performancemessung	52
3.6.1	Timing-Problematik	52
3.6.2	Benchmark-Problematik	54
4	Anlagestilorientierte Performancemessung	60
4.1	Anlagestile und bewertungsrelevantes Risiko	61
4.1.1	Anlagestile auf einem arbitragefreien Kapitalmarkt	61
4.1.2	Anlagestile und CAPM	62
4.1.3	Anlagestile und APT	63
4.2	Finanzwirtschaftlicher Modellrahmen	66
4.2.1	Kapitalmarktmodell	66
4.2.2	Weitere Annahmen	72
4.2.3	Selektionsfähigkeit und Performance	74
4.2.4	Zur Notwendigkeit einer anlagestilorientierten Performancemes- sung	75
4.3	Anlagestilorientierte Performancemaße	77
4.3.1	Stil-Alphas	77
4.3.2	Stil-Appraisal-Ratios	80
4.3.3	Stil-Performance nach Sharpe	80
4.4	Benchmark-Problematik	87

5	Empirische Identifikation der bewertungsrelevanten Anlagestile	94
5.1	Identifikation der bewertungsrelevanten Anlagestile über Fama/MacBeth-Regressionen	95
5.1.1	Vorgehensweise	95
5.1.2	Ergebnisse in der Literatur	97
5.1.3	Problematik wertpapierspezifischer fester Effekte	104
5.2	Identifikation der bewertungsrelevanten Anlagestile unter Berücksichtigung wertpapierspezifischer fester Effekte	107
5.3	Bewertungsrelevante Anlagestile auf dem deutschen Kapitalmarkt	109
5.3.1	Datenbasis	109
5.3.2	Ergebnisse der Fama/MacBeth-Regressionen	116
5.3.3	Ergebnisse der Kovarianzanalysen	122
5.4	Konstruktion von Stilindizes	125
5.4.1	Vorgehensweise	125
5.4.2	Deskriptive Analysen	130
6	Anlagestile und Performance deutscher Investmentfonds	136
6.1	Grundlagen	137
6.1.1	Datenbasis	137
6.1.2	Berechnung der Fondsrenditen	138
6.1.3	Deskriptive Analysen	139
6.2	Anlagestile deutscher Investmentfonds	142
6.2.1	Value, Growth und Unternehmensgröße	142
6.2.2	Alternative Anlagestile	152
6.3	Performance deutscher Investmentfonds	156
6.3.1	Klassische Performancemaße	156
6.3.2	Anlagestilorientierte Performancemaße	160

6.3.2.1	Performancemaße auf der Basis von Value- und Größe- Anlagestilen	160
6.3.2.2	Performancemaße auf der Basis anderer fundamentaler Anlagestile	168
7	Zusammenfassung	173
	Anhang	177
A	Datenbasis	178
A.1	Allgemeines	178
A.2	Aktien	178
A.3	Indizes	185
A.4	Investmentfonds	187
B	Fama/MacBeth-Regressionen	191
C	Stilindizes	194
D	Stilanalysen	196
E	Performancemessung	199
	Symbolverzeichnis	201
	Literaturverzeichnis	208

Abbildungsverzeichnis

2.1	Fondstypen nach Anlagestilen	14
2.2	Zahlungsströme bei einer Fondsanlage	16
2.3	Entscheidungsrelevante Zahlungsreihe einer Fondsanlage	18
2.4	Modellierung der Informationsstruktur	25
3.1	Jensens Alpha	37
3.2	Treynor-Ratio	41
3.3	Sharpe-Ratio	48
3.4	Interpretation der Sharpe-Ratio nach Modigliani/Modigliani	49
5.1	Indexverläufe (Zeitraum Z0)	112
5.2	Kursentwicklung von Stilindex sowie H- und G-Portefeuilles zur Unternehmensgröße (Version C)	131
5.3	Stilindizes zur Unternehmensgröße (Überschußrenditen)	134
5.4	Stilindizes zum Buch-Marktwert-Verhältnis (Überschußrenditen)	135
6.1	Indizes versus Fondsportefeuille (Zeitraum Z0)	141
6.2	Durchschnittliche Value- und Größe-Anlagestile deutscher Investmentfonds (Fonds24)	145
6.3	Value- und Größe-Anlagestile des DIT-Spezial	147
6.4	Value- und Größe-Anlagestile des Thesaurus	148
6.5	Value- und Größe-Anlagestile des SMH-Special-Fonds I	149
6.6	Value- und Größe-Anlagestile des SMH-Special-Fonds I (Version A)	150

6.7	Value- und Größe-Anlagestile des SMH-Special-Fonds I (Version K) . . .	151
6.8	Häufigkeitsverteilung der Jensen-Maße (Zeitraum Z0)	157
6.9	Häufigkeitsverteilung der Jensen-Maße (Zeitraum Z2)	159
6.10	Häufigkeitsverteilung der Stil-Alphas auf der Basis von Bewertungsmodell FFa (Zeitraum Z2)	161
A.1	Indexverläufe (Zeitraum Z1)	185
A.2	Indexverläufe (Zeitraum Z2)	186
D.1	Value- und Größe-Anlagestile des Provesta	198
D.2	Value- und Größe-Anlagestile des FT Frankfurt-Effekten-Fonds	198

Tabellenverzeichnis

3.1	Jensens Alpha und Informationsfähigkeiten	57
3.2	Aussagekraft der klassischen Performancemaße auf der Basis von Betas	58
4.1	Bewertungsmodell und statistisches Modell zur anlagestilorientierten Performancemessung	71
4.2	Stil-Alphas und Informationsfähigkeiten	89
5.1	Ergebnisse der Fama/French-Studie	100
5.2	Untersuchungszeiträume	110
5.3	Indexrenditen (Zeitraum Z0)	111
5.4	Kennzahlen	114
5.5	Kennzahlen – Deskriptive Statistiken (Zeitraum Z0)	115
5.6	Univariate Fama/MacBeth-Regressionen (Zeitraum Z0)	118
5.7	Modell FMa (Zeitraum Z0)	120
5.8	Modell FMb (Zeitraum Z0)	120
5.9	Modell FFa (Zeitraum Z0)	121
5.10	Ergebnisse der Kovarianzanalysen – Optimale Modelle	123
5.11	Konstruktion der Stilindizes	128
5.12	Überschußrenditen von Stilindizes (Zeitraum Z0)	132
5.13	Korrelationen zwischen Stilindizes und CDAX (Zeitraum Z0)	133
5.14	Stilindexrenditen – Vergleich von Version A und C (Zeitraum Z0)	134
6.1	Fonds- und Indexrenditen (Zeitraum Z0)	140

6.2	Value- und Größe-Anlagestile deutscher Investmentfonds	143
6.3	Analyse einzelner Anlagestile	153
6.4	Klassische Performancemaße deutscher Investmentfonds im Zeitraum Z0 (Benchmark CDAX)	156
6.5	Klassische Performancemaße deutscher Investmentfonds in den Zeiträumen Z1 und Z2 – ein Überblick (Benchmark CDAX)	159
6.6	Klassische versus anlagestilorientierte Performancemessung – ein Über- blick	160
6.7	Klassische versus anlagestilorientierte Performancemessung (Zeitraum Z2)	163
6.8	Sensitivitätsanalyse zum Einfluß der Konstruktionsweise der Stilindizes – ein Überblick (Bewertungsmodell FFa)	166
6.9	Sensitivitätsanalyse zum Einfluß der Konstruktionsweise der Stilindizes (Zeitraum Z2, Bewertungsmodell FFa)	167
6.10	Bewertungsmodelle und zugehörige Indizes (Zeitraum Z2)	169
6.11	Sensitivitätsanalyse zum Einfluß des unterstellten Bewertungsmodells (Zeitraum Z2)	170
A.1	Untersuchungszeiträume	178
A.2	Stichprobe Unternehmen	179
A.3	Jahresabschlußpositionen	181
A.4	Definitionen der Kennzahlen	182
A.5	Indexrenditen (Zeitraum Z1)	185
A.6	Indexrenditen (Zeitraum Z2)	186
A.7	Stichprobe Investmentfonds	187
A.8	Fondsvermögen und Aktienanteile der Investmentfonds	188
A.9	Fonds- und Indexrenditen (Zeitraum Z1)	189
A.10	Fonds- und Indexrenditen (Zeitraum Z2)	190
B.1	Univariate Fama/MacBeth-Regressionen (Zeitraum Z1)	191

B.2	Univariate Fama/MacBeth-Regressionen (Zeitraum Z2)	192
B.3	Fama/MacBeth-Regressionen für ausgewählte Modelle (Zeitraum Z1) .	193
B.4	Fama/MacBeth-Regressionen für ausgewählte Modelle (Zeitraum Z2) .	193
C.1	Stilindexrenditen – Vergleich von Version A und C (Zeitraum Z1) . . .	194
C.2	Stilindexrenditen – Vergleich von Version A und C (Zeitraum Z2) . . .	194
C.3	Korrelationen der Überschußrenditen von Stilindizes (Zeitraum Z0) . .	195
D.1	Value- und Größe-Anlagestile deutscher Investmentfonds (Zeitraum Z0, gemessen an Stilindizes der Version A)	196
D.2	Tests auf Heteroskedastizität, Autokorrelation und Normalverteilung der Störterme	197
E.1	Klassische Performancemaße deutscher Investmentfonds im Zeitraum Z1 (Benchmark CDAX)	199
E.2	Klassische Performancemaße deutscher Investmentfonds im Zeitraum Z2 (Benchmark CDAX)	200

Kapitel 1

Einleitung

1.1 Problemstellung

Anlagestile wie „Value“ und „Growth“ gewinnen auf den internationalen Kapitalmärkten immer größere Bedeutung. Entsprechend dieser Entwicklung werden in jüngster Zeit Verfahren der Performancemessung diskutiert, die die Anlagestile der zu beurteilenden Investmentfonds berücksichtigen. Die vorliegende Arbeit stellt die Theorie der „anlagestilorientierten Performancemessung“ dar und führt eine umfangreiche empirische Untersuchung zu Anlagestilen und Performance deutscher Investmentfonds durch.

Die anlagestilorientierte Performancemessung geht zurück auf Sharpe (1992). Sharpe schätzt die Performance eines Investmentfonds über den Vergleich mit einem Benchmarkportefeuille, das den gleichen durchschnittlichen Anlagestil wie der Fonds aufweist. Der Anlagestil eines Investmentfonds ergibt sich aus den durchschnittlichen Ausprägungen der im Fonds enthaltenen Wertpapiere hinsichtlich unternehmensspezifischer Merkmale wie Unternehmensgröße, Gewinn-Kurs-Verhältnis, Buch-Marktwert-Verhältnis, etc. Andere Vorschläge zur Umsetzung einer Anlagestilorientierung im Rahmen der Performancemessung finden sich bei Posey (1996), Daniel/Grinblatt/Titman/Wermers (1997), Bogle (1998) und Lobosco (1999).

Eine Performancemessung, die das Benchmarkportefeuille über den Anlagestil definiert, läßt sich aus finanzwirtschaftlicher Sicht nur dann rechtfertigen, wenn das bewertungsrelevante Risiko der Investmentfonds von ihrem Anlagestil abhängt. Für die Berücksichtigung des Anlagestils bei der Performancemessung sprechen die Ergebnisse der em-

pirischen Kapitalmarktforschung, die Zweifel daran aufkommen lassen, daß anhand von historischen Betas eine korrekte Risikoadjustierung möglich ist. Basu (1977), Litzemberger/Ramaswamy (1979), Banz (1981), Rosenberg/Reid/Lanstein (1985), Bhandari (1988) und die vielzitierte Untersuchung von Fama/French (1992) gelangen zu dem Ergebnis, daß sich Unterschiede in durchschnittlichen Aktienrenditen weniger durch das historische Beta als durch unternehmensspezifische fundamentale Merkmale erklären lassen.

Anlagestilorientierte Performancemessung setzt die Kenntnis darüber voraus, welche unternehmensspezifischen Merkmale bewertungsrelevant sind. Unglücklicherweise gibt es kaum theoretische Aussagen zu dieser Frage, so daß sich die Wahl des Anlagestil-Benchmarks an empirischen Ergebnissen orientiert. Fama/French (1993, 1995, 1996a,b, 1998) und Davis/Fama/French (2000) vertreten die Ansicht, daß sich das bewertungsrelevante Risiko von Aktien in Abhängigkeit des Buch-Marktwert-Verhältnisses und der Unternehmensgröße ergibt. Das Risiko eines Aktienfonds hängt dann von den durchschnittlichen Ausprägungen der im Fonds enthaltenen Aktien hinsichtlich dieser Merkmale ab. Sind diese Überlegungen korrekt, so bestimmt der Anlagestil hinsichtlich des Buch-Marktwert-Verhältnisses (Value- bzw. Growth-Anlagestil) und der Größe-Anlagestil des Investmentfonds sein bewertungsrelevantes Risiko und dementsprechend seine erwartete Rendite.¹

Einige Verfasser bezweifeln die ökonomische Bedeutung der empirischen Ergebnisse zur Bewertungsrelevanz von Anlagestilen. Black (1993a,b) vertritt die Ansicht, daß die Ergebnisse nur die Folge von Data Mining sind.² Auch Roll/Ross (1994) und Kandel/Stambaugh (1995) sowie aus statistischer Perspektive Hamerle/Rösch (1996a,b, 1998b) und Rösch (1998) kritisieren die üblicherweise verwendeten statistischen Verfahren auf der Basis von Querschnittsregressionen. Die über diese Verfahren gewonnenen Ergebnisse müssen zurückhaltend bewertet werden, da die Schätzfunktionen verzerrt sein können. In der Folge sind keine eindeutigen Aussagen dazu möglich, welche Stilindizes im Rahmen der anlagestilorientierten Performancemessung als Benchmarks zu wählen sind. Aus dem Blickwinkel der Kritik von Roll (1977, 1978), nach der die Wahl des Benchmarks einen großen Einfluß auf die absolute Höhe und die Rangfolge der sich ergebenden Performancewerte haben kann (Benchmark-Problematik), stellt sich die

¹Ähnlich auch Roll (1995), der Anlagestile hinsichtlich Unternehmensgröße, Buch-Marktwert-Verhältnis und Gewinn-Kurs-Verhältnis als bewertungsrelevant erachtet.

²Ähnlich auch Lo/MacKinlay (1990).

Frage, wie stark die Ergebnisse der anlagestilorientierten Performancemessung von der Vorgehensweise bei der empirischen Identifikation der bewertungsrelevanten Größen abhängen. Sind die Ergebnisse nur ein Spiegelbild der Benchmarkwahl, besitzen die ermittelten Performancewerte in empirischen Anwendungen keine Aussagekraft.

Die Bedeutung der anlagestilorientierten Performancemessung hängt zudem davon ab, wie stark Investmentfonds vom „Markt“ abweichende Anlagestile verfolgen, d. h., wie stark sich die durchschnittlichen Merkmalsausprägungen der in den Fonds enthaltenen Wertpapiere von den durchschnittlichen Merkmalsausprägungen des Marktes unterscheiden. Je ausgeprägter spezielle bewertungsrelevante Anlagestile verfolgt werden, desto größer ist der Fehler, der durch eine Nicht-Berücksichtigung des Anlagestils im Rahmen der Performancemessung entsteht. Die aktuellen Entwicklungen in der Investmentbranche sprechen folglich für eine wachsende Bedeutung der anlagestilorientierten Performancemessung. Immer mehr Investmentfonds verfolgen Anlagestile: einige Fonds investieren hauptsächlich in Aktien kleiner Unternehmen, einige Fonds ausschließlich in Wachstumswerte und andere Fonds nur in Aktien mit hoher Dividendenrendite oder niedrigem Kurs-Gewinn-Verhältnis.

Auf dem US-amerikanischen Kapitalmarkt ist diese Entwicklung weit fortgeschritten. Dies ist schon an der Klassifikation der Investmentfonds in US-amerikanischen Wirtschaftszeitungen und -zeitschriften ersichtlich: So unterscheidet z. B. der „Morningstar Mutual Funds“ die Stil Kategorien „Value/Blend/Growth“ und „Large/Medium/Small“, wobei die Kategorien anhand der Merkmale Buch-Marktwert-Verhältnis und Unternehmensgröße gebildet sind. Die hohe Bedeutung von Anlagestilen auf dem US-amerikanischen Kapitalmarkt ist auch an den zahlreichen öffentlich verfügbaren Stilindizes ersichtlich. Value- und Growth-Stilindizes werden z. B. von BARRA, Frank Russell und Morgan Stanley berechnet.

Ein Indiz für den zunehmenden Stellenwert der Anlagestilorientierung auf dem deutschen Kapitalmarkt findet sich in den DVFA-Performance Presentation Standards, die im Januar 1999 in Kraft getreten sind. Gemäß diesen Standards erfolgt die Darstellung der Performancewerte für zusammengefaßte Portefeuilles, sogenannte „Composites“. Die Zuordnung einzelner Portefeuilles zu den Composites ist auf der Basis des Anlagestils der Portefeuilles vorzunehmen. In diesem Zusammenhang weisen die Standards ausdrücklich auf Anlagestile hinsichtlich unternehmensspezifischer funda-

mentaler Merkmale wie Value- und Growth-Anlagestile hin.³

Trotz dieser vielfältigen Entwicklungen im Themenkreis „Anlagestile und Performance von Investmentfonds“ fehlt bisher ein umfassender theoretischer Rahmen für die anlagestilorientierte Performancemessung. Ebenfalls gibt es noch keine empirische Studie zur Performance deutscher Investmentfonds, in der Anlagestile der Fonds berücksichtigt werden. Wittrock (1995, 1996) verwendet zwar das Verfahren der Stilanalyse im Rahmen der Performancemessung; er definiert die Anlagestile jedoch nicht über unternehmensspezifische fundamentale Größen, sondern benutzt verfügbare Indizes wie DAX, MDAX und REX als Benchmarks.

Die vorliegende Arbeit trägt dazu bei, die bestehende Lücke in der Literatur zu schließen. Der erste Teil der Arbeit (Kapitel 2–4) beinhaltet die Theorie der anlagestilorientierten Performancemessung; insbesondere wird ein finanzwirtschaftlicher Modellrahmen entwickelt. Der zweite Teil (Kapitel 5–6) enthält umfangreiche empirische Untersuchungen zu Anlagestilen und Performance deutscher Investmentfonds. Die Untersuchungen umfassen die Identifikation der bewertungsrelevanten Anlagestile auf dem deutschen Kapitalmarkt, die Konstruktion von Stilindizes und die Analyse der Anlagestile deutscher Aktienfonds. Darauf aufbauend wird die anlagestilorientierte Performancemessung für deutsche Aktienfonds durchgeführt. Über Sensitivitätsanalysen wird die Stabilität der Ergebnisse überprüft.

Hinsichtlich der theoretischen Ausführungen sind folgende Punkte zu betonen:

- In dem Modell zur anlagestilorientierten Performancemessung ist das systematische Risiko der Aktien zeitabhängig; es wird als Funktion unternehmensspezifischer fundamentaler Merkmale modelliert. Alle zur anlagestilorientierten Performancemessung gehörenden Schritte – einschließlich der empirischen Identifikation der bewertungsrelevanten Anlagestile – lassen sich vor dem Hintergrund dieses einen Modellrahmens darstellen.
- Das Modell setzt nicht die Beobachtbarkeit des Marktportefeuilles voraus. Alle Ausführungen beziehen sich wie bei Grinblatt/Titman (1989b) auf ein Marktsegment. Die Kritik von Roll (1977, 1978) ist so teilweise entschärft.

³Vgl. DVFA (1998), S. 24.

- Die Arbeit stellt eine modifizierte Appraisal-Ratio vor. Anhand dieses Performancemaßes lassen sich Aussagen zur Rangfolge der Vorteilhaftigkeit von Investmentfonds auch dann treffen, wenn die Anlagen in die Investmentfonds sich nicht gegenseitig ausschließen.
- Es wird gezeigt, daß sich anhand der Stil-Performance nach Sharpe im allgemeinen keine Aussagen zu Informationsfähigkeiten der Fondsmanager und zur Vorteilhaftigkeit der Fonds treffen lassen.
- In der vorliegenden Arbeit wird ein alternatives Verfahren der Stilanalyse vorgeschlagen, das den Anlagestil eines Investmentfonds im Vergleich zum Markt mißt.

Im empirischen Teil der Arbeit werden alle zur anlagestilorientierten Performancemessung gehörenden Schritte für den deutschen Kapitalmarkt durchgeführt. Die Datenbasis beinhaltet Kurs- und Bilanzdaten von 93 deutschen Aktiengesellschaften sowie Daten von 50 Investmentfonds, die vorrangig in deutsche Aktien investieren. Die Analysen betrachten den Zeitraum von März 1989 bis Juni 1996.

Die Untersuchungen beziehen sich auf die folgenden Fragestellungen:

- (1) Welche Anlagestile sind auf dem deutschen Kapitalmarkt bewertungsrelevant? Werden über das Verfahren der Kovarianzanalyse andere Anlagestile als bewertungsrelevant identifiziert als über die klassischen Fama/MacBeth-Regressionen? Wie gut beschreibt ein Bewertungsmodell auf der Basis von Buch-Marktwert-Verhältnis und Unternehmensgröße durchschnittliche Renditen auf dem deutschen Kapitalmarkt?
- (2) Verfolgen deutsche Fonds Anlagestile? Welche Rolle spielen Value/Growth- und Größe-Anlagestile bei deutschen Fonds?
- (3) Weichen die Ergebnisse einer Performancemessung, bei der Value/Growth- und Größe-Anlagestile berücksichtigt werden, von den Ergebnissen der klassischen Performancemessung ab?
- (4) Welchen Einfluß hat die Konstruktionsweise der Stilindizes auf die Performancemessung mit Value/Growth- und Größe-Anlagestil-Benchmarks?

- (5) Wie stark hängen die Ergebnisse der anlagestilorientierten Performancemessung von der Vorgehensweise bei der Identifikation der bewertungsrelevanten Anlagestile ab?

Hinsichtlich der empirischen Untersuchungen sind folgende Punkte hervorzuheben:

- Die vorliegende Arbeit beinhaltet die erste empirische Studie zur Performance deutscher Investmentfonds, die Anlagestile hinsichtlich unternehmensspezifischer fundamentaler Merkmale berücksichtigt.
- Um die statistischen Probleme aufgrund von wertpapierspezifischen festen Effekten im systematischen Risiko zu entschärfen, werden Kovarianzanalysen zur Identifikation der bewertungsrelevanten Anlagestile verwendet.
- Alle verwendeten Stilindizes sind selbst erzeugt. Im Gegensatz zum US-amerikanischen Kapitalmarkt gibt es für den deutschen Kapitalmarkt keine Stilindizes, die einen hohen Verbreitungsgrad aufweisen.

1.2 Aufbau der Arbeit

Die Arbeit ist wie folgt gegliedert: Im Anschluß an diese Einleitung stellt Kapitel 2 die Grundlagen der Performancemessung dar. Aufbauend auf einer kurzen Einführung in die institutionellen Rahmenbedingungen wird ein finanzwirtschaftlicher Modellrahmen für die Performancemessung entwickelt. Es werden notwendige Annahmen für die Performancemessung erarbeitet und ein Katalog wünschenswerter Eigenschaften von Performancemaßen aufgestellt. Anhand eines einfachen portefeulletheoretischen Modells wird erläutert, wie sich Informationsbeschaffungs- und -verarbeitungsvorteile der Fondsmanager auf die Entscheidungen über die Zusammensetzung des Fonds und auf die erwartete Fondsrendite auswirken.

Kapitel 3 erläutert die klassische Performancemessung, die auf dem (μ, σ) -Prinzip beruht. Zunächst werden die klassischen Performancemaße – Sharpe-Ratio, Treynor-Ratio, Jensens Alpha und Treynor-Black-Appraisal-Ratio – beschrieben und vor dem Hintergrund des finanzwirtschaftlichen Modellrahmens analysiert. In diesem Zusammenhang wird eine Modifikation der Appraisal-Ratio vorgeschlagen, nach der Aussagen

zur Rangfolge der Vorteilhaftigkeit sich nicht gegenseitig ausschließender Investmentfonds möglich sind. Daran anschließend wird erörtert, welche Fehlbeurteilungen im Rahmen der Performancemessung auftreten können, wenn das systematische Risiko der Investmentfonds im Zeitablauf schwankt (Timing-Problematik). Die Diskussion der Benchmark-Problematik verdeutlicht, warum die klassische Performancemessung durch eine anlagestilorientierte Performancemessung ersetzt werden sollte, wenn sich das systematische Risiko der Aktien im Zeitablauf ändert und von unternehmensspezifischen fundamentalen Größen abhängt.

Kapitel 4 behandelt die Theorie der anlagestilorientierten Performancemessung. Zunächst wird dargestellt, daß die Bewertungsrelevanz von Anlagestilen nicht im Widerspruch zur arbitragefreien Bewertung, zum Capital Asset Pricing Model (CAPM) oder zur Arbitrage Pricing Theory (APT) steht. Daran anschließend wird der finanzwirtschaftliche Modellrahmen der anlagestilorientierten Performancemessung entwickelt. In diesem Modellrahmen ergibt sich das zeitabhängige systematische Risiko von Aktien als Funktion unternehmensspezifischer fundamentaler Größen. Dementsprechend sind Anlagestile hinsichtlich dieser Größen bewertungsrelevant. Auf der Basis dieses Modells werden hinreichende Bedingungen dafür erarbeitet, daß anlagestilorientierte Performancemaße vorhandene Informationsbeschaffungs- und -verarbeitungsfähigkeiten der Fondsmanager identifizieren und korrekte Aussagen zur Vorteilhaftigkeit der Fonds treffen. Sodann werden verschiedene anlagestilorientierte Performancemaße – das Stil-Alpha, die einfache und die modifizierte Stil-Appraisal-Ratio sowie die Stil-Performance nach Sharpe – vorgestellt. Es wird gezeigt, daß über die Stil-Performance nach Sharpe keine Rückschlüsse auf die Informationsfähigkeiten der Fondsmanager und die Vorteilhaftigkeit der Fonds möglich sind. Abschließend erläutert das Kapitel die Benchmark-Problematik bei der anlagestilorientierten Performancemessung.

Kapitel 5 beschäftigt sich mit dem ersten Schritt der Benchmarkwahl, der empirischen Identifikation der bewertungsrelevanten Anlagestile. Zunächst wird das von Fama/MacBeth (1973) vorgeschlagene Verfahren, das auf Querschnittsregressionen basiert, vorgestellt. Daran anschließend werden einige aktuelle Studien, die dieses Verfahren verwenden, analysiert und die Ergebnisse dieser Studien erläutert. Die Anwendung der neueren Kritik an den Fama/MacBeth-Regressionen auf den in dieser Arbeit verwendeten Modellrahmen verdeutlicht, daß die Eignung des Verfahrens zur Identifikation bewertungsrelevanter Anlagestile von der Art des Zusammenhangs zwischen systema-

tischem Risiko und unternehmensspezifischen Größen abhängig ist. Die Fama/MacBeth-Regressionen sind fehlspezifiziert, wenn es unternehmensspezifische feste Effekte im systematischen Risiko der Aktien gibt. Im allgemeinen sind die Schätzfunktionen dann nicht erwartungstreu. Über das Verfahren der Kovarianzanalyse können dagegen wertpapierspezifische feste Effekte im systematischen Risiko berücksichtigt werden. Nach einer kurzen Darstellung dieses Verfahrens folgt die empirische Identifikation der bewertungsrelevanten Anlagestile auf dem deutschen Kapitalmarkt, bei der sowohl Fama/MacBeth-Regressionen als auch Kovarianzanalysen verwendet werden. Es zeigt sich, daß die Aussagen zur Bewertungsrelevanz von Anlagestilen stark von der Wahl des statistischen Verfahrens abhängen. Auch die Bewertungsrelevanz von Value- und Größe-Anlagestilen wird uneinheitlich beurteilt. Zum Abschluß des Kapitels werden zu allen als bewertungsrelevant identifizierten Anlagestilkombinationen Stilindizes konstruiert. Als Basis für Sensitivitätsanalysen im Rahmen der Performancemessung sind alternative Stilindexversionen zu erzeugen, die sich in der Gewichtung und der Anpassungshäufigkeit der Indexzusammensetzung unterscheiden.

Kapitel 6 beinhaltet die empirischen Untersuchungen zu Anlagestilen und Performance deutscher Investmentfonds. Zunächst wird die Datenbasis beschrieben, und es werden deskriptive Analysen durchgeführt. Daran anschließend ist anhand von Stilanalysen festzustellen, inwiefern deutsche Fonds bewertungsrelevante Anlagestile verfolgen, die vom „Markt“ abweichen. Es werden alle Anlagestile untersucht, die im fünften Kapitel in mindestens einer Analyse als bewertungsrelevant identifiziert worden sind. Es zeigt sich, daß deutsche Investmentfonds teilweise vom Markt abweichende Anlagestile verfolgen; insbesondere lassen sich Value- und Growth- sowie Größe-Anlagestile feststellen. Aufbauend auf diesen Ergebnissen wird die anlagestilorientierte Performancemessung durchgeführt. In Anlehnung an das Bewertungsmodell von Fama/French (1992, 1993) erfolgt die Performancemessung zunächst mit einem Value- und einem Größe-Benchmark. Im Rahmen von Sensitivitätsanalysen werden darüber hinaus Stil-Alphas und Stil-Appraisal-Ratios auf der Basis verschiedener, im fünften Kapitel identifizierter Bewertungsmodelle berechnet. Zudem wird der Einfluß der Konstruktionsweise der Stilindizes auf die anlagestilorientierte Performancemessung untersucht.

Das abschließende Kapitel 7 faßt die Ergebnisse der Arbeit zusammen und gibt einen kurzen Ausblick auf potentielle Entwicklungen im Themenkreis Anlagestilanalyse und Performancemessung.

Kapitel 2

Grundlagen der Performancemessung

2.1 Allgemeines

Performancemessung trifft Aussagen über die Vorteilhaftigkeit von verwalteten Portefeuilles und die Informationsbeschaffungs- und -verarbeitungsfähigkeiten der Portefeuillemanager. Positive Performance liegt vor, wenn die Rendite des Portefeuilles systematisch über die Rendite eines Benchmarks mit gleichem Risiko hinausgeht. Hinter dieser Definition verbergen sich die drei zentralen Begriffspaare der Performancemessung: Glück versus Können, Ertrag und Risiko sowie öffentliche versus private Information.¹

Glück versus Können: Externe Performancemessung zeichnet sich dadurch aus, daß als Daten nur historische Renditen zur Verfügung stehen. Die Rendite einer Periode hängt von den Anlageentscheidungen des Portefeuillemanagers, aber auch von Zufallseinflüssen ab. Um die zufällige und die systematische (= erwartete) Komponente der Rendite, d. h. Glück und Können, zu trennen, sind viele Beobachtungen notwendig. Sind die Renditen eines verwalteten Portefeuilles stochastisch unabhängig und stationär, approximiert die aus einer großen Stichprobe gewonnene Häufigkeitsverteilung die Wahrscheinlichkeitsverteilung. Die systematische Komponente des Anlageergebnisses, die erwartete Rendite, läßt sich dann anhand des arithmetischen Mittels der

¹Vgl. Bühler (1994), S. 17.

Portefeullerenditen erwartungstreu schätzen.

Ertrag und Risiko: Auf einem Kapitalmarkt mit risikoscheuen, rationalen Investoren wächst die erwartete Rendite einer Anlage mit ihrem Risiko. Der leistungsbedingte Teil des Anlageergebnisses kann deshalb nur im Vergleich mit einem Benchmark ermittelt werden, der gleich hohes bewertungsrelevantes Risiko besitzt. Es stellt sich die Frage, welches Risiko bewertungsrelevant ist und anhand welchen Risikomaßes es gemessen werden kann. Da die Ergebnisse der Performancemessung unabhängig von dem Risikoverhalten der Investoren gelten sollen, ist ein Bewertungsmodell als Grundlage der Performancemessung anzusetzen.² Das Bewertungsmodell liefert Hinweise dafür, welche Risikomaße zu verwenden sind und wie das Benchmarkportefeuille auszusehen hat. Im CAPM wird z.B. das bewertungsrelevante Risiko durch Beta, die standardisierte Kovarianz zwischen Portefeuille- und Marktrendite, determiniert, und alle Investoren halten einen Anteil des Marktportefeuilles. Orientiert man sich an diesen Implikationen des CAPM, so sollte die Risikoadjustierung anhand von Beta erfolgen und als Benchmarkportefeuille ein wohldiversifiziertes, marktwertgewichtetes (also passives) Portefeuille gewählt werden.

Öffentliche versus private Information: Angenommen, es gibt auf dem Kapitalmarkt keine Friktionen (wie z.B. steuerliche Vorschriften und Transaktionskostenunterschiede), die eine Anlage in verwaltete Portefeuilles im Vergleich zu einer Direktanlage als vorteilhaft erscheinen lassen. Positive Performance kann dann nur erzielt werden, wenn es dem Portefeuillemanager gelingt, Informationen über die zukünftige Kursentwicklung zu erlangen, die noch nicht öffentlich verfügbar und noch nicht in den Kursen enthalten sind.³ Performancemessung unterstellt demnach einen Kapitalmarkt, der einen gewissen Grad an Informationsineffizienz aufweist.⁴ Der Portefeuillemanager muß seine Informationsvorsprünge des weiteren in der Portefeuilleoptimierung umsetzen, d. h., er muß die Zusammensetzung des Portefeuilles jeweils in Abhängigkeit seines Informationsvorsprungs ändern. Zudem müssen die privaten Informationen verzögert zu öffentlichen Informationen werden, und es muß eine gleichartige Auswertung dieser Informationen durch die Marktteilnehmer erfolgen. Performancemessung dient damit der

²Vgl. Franke (1994), S. 128.

³Vgl. Bühler (1994), S. 17.

⁴Diese Annahme soll im folgenden nicht weiter diskutiert werden. Der Frage der Informationseffizienz des Kapitalmarktes widmen sich zahlreiche finanzwirtschaftliche Studien. Für einen Überblick über empirische Arbeiten vgl. Fama (1991). Theoretische Analysen finden sich bei Rubinstein (1975), Verrecchia (1980), Grossman/Stiglitz (1980), Hellwig (1982) und Wahl (1983).

Beurteilung der Fähigkeit des Portefeuillemanagers, private Informationen zu beschaffen und/oder erfolgreicher umzusetzen als der „Markt“ (Informationsfähigkeiten).⁵

Das Charakteristische der Performancemessung liegt darin, daß sie ausschließlich auf der Basis öffentlich verfügbarer Informationen erfolgt.⁶ Der Portefeuillemanager optimiert das Portefeuille jedoch aus dem Blickwinkel seines persönlichen Informationsstandes. Letzterer umfaßt *mindestens* die öffentlich verfügbaren Informationen. Handelt der Portefeuillemanager rational und nur im Interesse der Anteilhaber, so wird er auf der Basis dieses Informationsstandes eine mindestens ebenso gute Kombination von Ertrag und Risiko wie die des Benchmarkportefeuilles erreichen. Es kann allerdings der Fall eintreten, daß das durch den Portefeuillemanager verwaltete (tatsächlich vorteilhafte) Portefeuille aus der Sicht öffentlicher Informationen unvorteilhaft im Vergleich zum Benchmark erscheint, da es auf der Basis öffentlicher Informationen nicht gut diversifiziert ist.⁷ Da die Diversifikationsfähigkeit des Portefeuillemanagers die Vorteilhaftigkeit von verwalteten Portefeuilles aus Sicht öffentlicher Informationen beeinflußt, sind Aussagen über die Vorteilhaftigkeit von Portefeuilles nicht äquivalent zu Aussagen über die Informationsfähigkeiten des Portefeuillemanagers.

Performancemessung unterstellt einen Kapitalmarkt mit heterogenen Erwartungen. Die Überlegungen zur Risikoadjustierung und zur Wahl des Benchmarks orientieren sich jedoch an Bewertungsmodellen, die von homogenen Erwartungen ausgehen. Franke erklärt diesen scheinbaren Widerspruch dadurch, daß Informationsvorsprünge im allgemeinen kurzlebig sind, so daß Erwartungsunterschiede auf längere Sicht keine große Rolle spielen.⁸ Die auf homogenen Erwartungen basierenden Bewertungsmodelle lassen sich als Bewertungsmodelle auf „längere Sicht“ interpretieren. Performancemessung entspricht dann dem Vergleich der erwarteten Rendite des zu beurteilenden Portefeuilles mit der auf längere Sicht (bei Informationsgleichstand) zu erwartenden Rendite eines Benchmarks mit gleichem Risiko.⁹

⁵Empirische Studien zur Performance von Investmentfonds können deshalb immer auch als Tests der strengen Form der Informationseffizienzhypothese angesehen werden.

⁶Teilweise wird zwischen „externer“ und „interner“ Performancemessung unterschieden. Im Rahmen der internen Performancemessung liegen dem Evaluator nicht nur öffentlich verfügbare Informationen, sondern auch Informationen zur Entwicklung der Struktur der zu beurteilenden Portefeuilles im Zeitablauf vor. Nach dieser Definition beschäftigt sich die vorliegende Arbeit ausschließlich mit externer Performancemessung.

⁷Vgl. Fama (1972).

⁸Vgl. Franke (1994), S. 127 f.

⁹Vgl. Franke (1994), S. 128.

Auf einem unvollkommenen Kapitalmarkt mit Transaktionskosten und Steuern spielen die institutionellen Rahmenbedingungen eine große Rolle für Ertrag und Risiko von Fonds und Benchmark. Auf dem deutschen Kapitalmarkt unterscheiden sich die Transaktionskosten und die steuerlichen Regelungen für Investmentfonds sowie Aktien und Anleihen erheblich. Diese Unterschiede sind im Rahmen der Performancemessung zu berücksichtigen.

Das folgende Kapitel gibt einen kurzen Überblick über wichtige institutionelle Rahmenbedingungen und stellt ihre Implikationen für die Performancemessung dar.

2.2 Institutioneller Rahmen der Performancemessung

2.2.1 Kapitalanlagegesellschaften und Investmentfonds

2.2.1.1 Rechtliche Grundlagen

Der Begriff „Investmentfonds“, oder genauer „Sondervermögen“¹⁰, bezeichnet ein Portefeuille, das die Gelder vieler Investoren (Anteilhaber) und die davon erworbenen Vermögensgegenstände beinhaltet. Das Portefeuille wird von einer Kapitalanlagegesellschaft, einem Spezialkreditinstitut, im eigenen Namen für gemeinschaftliche Rechnung der Anteilhaber verwaltet. Die Anteilhaber erhalten entsprechend ihrer Beteiligung am Portefeuille Anteilscheine. Rechtsgrundlage für die Auflegung, Organisation, Kontrolle und den Vertrieb von Investmentfonds, die von Kapitalanlagegesellschaften mit Sitz im Inland¹¹ aufgelegt worden sind, ist das Gesetz über Kapitalanlagegesellschaften (KAGG).¹²

¹⁰Der Begriff „Investmentfonds“ ist nicht juristisch definiert. Das Gesetz über Kapitalanlagegesellschaften (KAGG) spricht vielmehr von „Sondervermögen“. Vgl. § 6 (1) Satz 1 KAGG.

¹¹Ausländische Investmentanteile unterliegen dem Gesetz über den Vertrieb ausländischer Investmentanteile und über die Besteuerung der Erträge aus ausländischen Investmentanteilen (AusInvestmG).

¹²Das KAGG wurde durch das zum 24.03.1998 in Kraft getretene Dritte Finanzmarktförderungsgesetz umfassend geändert. Eine Zusammenfassung dieser Änderungen findet sich bei Scheurle (1998).

Das Sondervermögen wird nach § 6 (1) Satz 3 KAGG getrennt vom eigenen Vermögen der Kapitalanlagegesellschaft geführt. Diese Trennung wird dadurch gesichert, daß entsprechend § 12 KAGG ein anderes Kreditinstitut, eine sogenannte Depotbank, mit der Verwahrung des Sondervermögens sowie mit der Ausgabe und Rücknahme der Anteilscheine beauftragt ist. Die Depotbank hat zudem nach § 12b KAGG weitere Kontrollpflichten. Für ihre Tätigkeiten enthält die Depotbank eine Vergütung, die dem Sondervermögen entnommen wird.

Das Rechtsverhältnis zwischen der Kapitalanlagegesellschaft und den Anteilhabern wird nach § 15 (1) KAGG durch die Vertragsbedingungen bestimmt, die vor Ausgabe der Anteilscheine schriftlich festzulegen sind. Die Vertragsbedingungen müssen nach § 15 (2) KAGG unter anderem Aussagen zu den Grundsätzen der Anlagepolitik, zur Höhe des Ausgabeaufschlages, zur Ausschüttung von Erträgen des Sondervermögens und zum Einsatz von Derivaten enthalten. Für die Verwaltung des Sondervermögens steht der Kapitalanlagegesellschaft eine Vergütung zu, die dem Sondervermögen entnommen wird und deren Höhe ebenfalls in den Vertragsbedingungen angegeben werden muß.

Mit Blick auf die Analyse des Anlagestils von Investmentfonds sind zudem die Anlagevorschriften des KAGG von Bedeutung. Für Wertpapierfonds finden sich z. B. in den §§ 8a–c KAGG Vorschriften darüber, welche Wertpapiere erworben werden dürfen und welche Anlagegrenzen einzuhalten sind. Die durch das Dritte Finanzmarktförderungsgesetz neu eingeführten bzw. stark überarbeiteten §§ 8d–m KAGG enthalten Vorschriften hinsichtlich des Einsatzes von Derivaten, § 9a und d KAGG beinhalten Vorschriften zur Wertpapierleihe und § 9e KAGG zu Pensionsgeschäften.

2.2.1.2 Arten von Investmentfonds

Das KAGG nimmt verschiedene Einteilungen von Investmentfonds vor. Spezialfonds sind nach § 1 (2) KAGG Sondervermögen, deren Anteilscheine jeweils von nicht mehr als zehn Anteilhabern, die nicht natürliche Personen sind, gehalten werden und deren Anteilscheine nur mit Zustimmung der Kapitalanlagegesellschaft von den Anteilhabern übertragen werden dürfen. Alle anderen Sondervermögen werden üblicherweise als „Publikumsfonds“ bezeichnet.¹³

¹³Vgl. z. B. die Veröffentlichungen des BVI. Im KAGG findet sich keine spezielle Bezeichnung für diejenigen Fonds, die nicht zu den Spezialfonds gehören.

Nach der Art des Anlageschwerpunkts unterteilt das KAGG Sondervermögen in Geldmarkt-, Wertpapier-, Beteiligungs-, Investmentfondsanteil-, Grundstücks-, Gemischte Wertpapier- und Grundstücks- sowie Altersvorsorge-Sondervermögen. Die vorliegende Arbeit beschäftigt sich mit Wertpapier-Sondervermögen, die größtenteils aus Aktien bestehen (Aktienfonds).

Diese Aktienfonds werden im Verlauf der Arbeit nach ihrem Anlagestil klassifiziert. Ein Fondsmanager verfolgt einen Anlagestil, wenn die Portfeuillezusammensetzung merkmalsorientiert erfolgt. Es gibt viele Investmentfonds, die spezielle Anlagestile aufweisen. Beispiele sind Anlagestile hinsichtlich der Merkmale „Regionzugehörigkeit“ oder „Branchenzugehörigkeit“ sowie Anlagestile hinsichtlich unternehmensspezifischer fundamentaler Merkmale, wie z. B. Value- und Growth-Anlagestile (fundamentale Anlagestile). Abb. 2.1 gibt einen Überblick über alternative Anlagestile und die entsprechenden Investmentfondstypen.

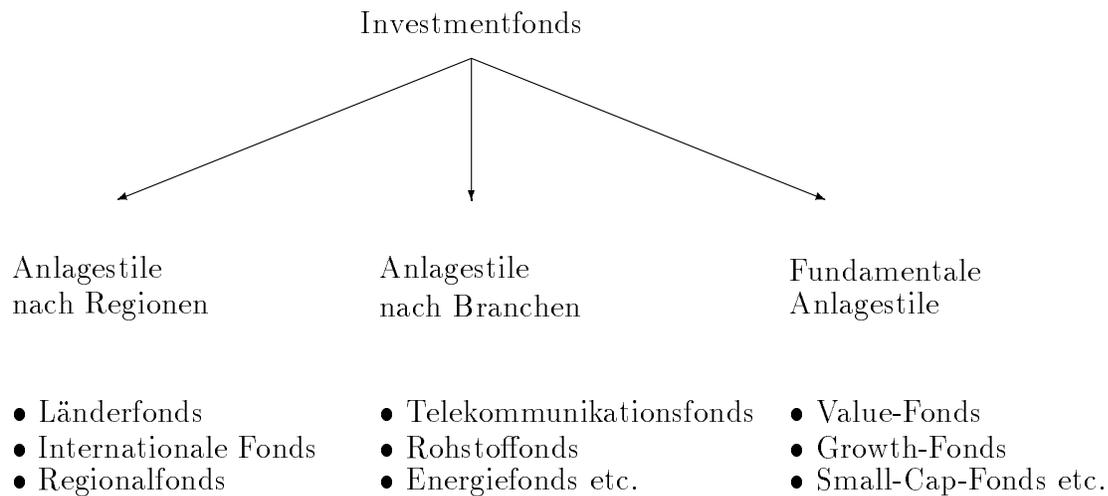


Abbildung 2.1: Fondstypen nach Anlagestilen

2.2.2 „Kosten“ und „Erträge“ von Investmentfonds

Im Rahmen der Performancemessung werden Ertrag und Risiko der Anlage in Investmentfonds und der Anlage in ein Benchmarkportefeuille verglichen. Das Anlageergebnis einer Periode wird jeweils anhand der Rendite gemessen. Bei der Berechnung der Rendite sind alle Zahlungen – Transaktionskosten, sonstige (zahlungswirksame) Kosten, Ausschüttungen sowie andere finanzielle Nebenrechte – zu berücksichtigen. Deshalb wird zunächst die Zahlungsreihe einer Fondsanlage aus Sicht des Investors, gemessen an der Unterlassensalternative, dargestellt.

Nicht alle Zahlungen in Verbindung mit einer Anlage in Investmentfonds betreffen direkt die Barvermögensebene des Investors. Teilweise erfolgen Zahlungen zwischen dem Sondervermögen und Dritten. Diese Zahlungen mindern das Vermögen des Investors indirekt über die Minderung des Wertes seiner Beteiligung am Sondervermögen. Abbildung 2.2 skizziert die Zahlungsströme, die im Zusammenhang mit einer Anlage in einen Investmentfonds anfallen.

Zunächst erwirbt der Investor gegen Zahlung des Ausgabepreises einen Anteilschein des Investmentfonds. Der Ausgabepreis entspricht nach § 21 (2) Satz 1 KAGG dem Anteilwert zuzüglich eines in den Vertragsbedingungen festzulegenden Ausgabeaufschlags. Anteilscheine von Investmentfonds sind nicht börsengehandelt. Der Anteilwert ergibt sich nicht wie ein Aktienkurs direkt über Angebot und Nachfrage, vielmehr wird er indirekt anhand der Marktwerte der Einzelpositionen im Sondervermögen berechnet. Der Anteilwert ist der Quotient aus dem Marktwert des Sondervermögens und der Zahl der umlaufenden Anteilscheine, wobei der Marktwert des Sondervermögens der Summe der Marktwerte der im Sondervermögen enthaltenen Vermögensgegenstände abzüglich aufgenommener Kredite und sonstiger Verbindlichkeiten entspricht.¹⁴ Mit Ausgabe eines Anteilscheines fließt demnach dem Sondervermögen ein Geldbetrag in Höhe des Anteilwertes zu (1a); den im Ausgabepreis enthaltenen Ausgabeaufschlag (1b) erhält die Kapitalanlagegesellschaft (KAG).

Das Sondervermögen erwirtschaftet (zahlungswirksame) Erträge, z. B. Zinsen und Dividenden (2a). Bei An- und Verkäufen von Wertpapieren fallen jeweils Zahlungen an, die sich aus den Kurswerten der Wertpapiere (2b) und den Provisionen (3a) für das ausführende Kreditinstitut, im allgemeinen die Depotbank, zusammensetzen. Die De-

¹⁴Vgl. § 21 (2) KAGG.

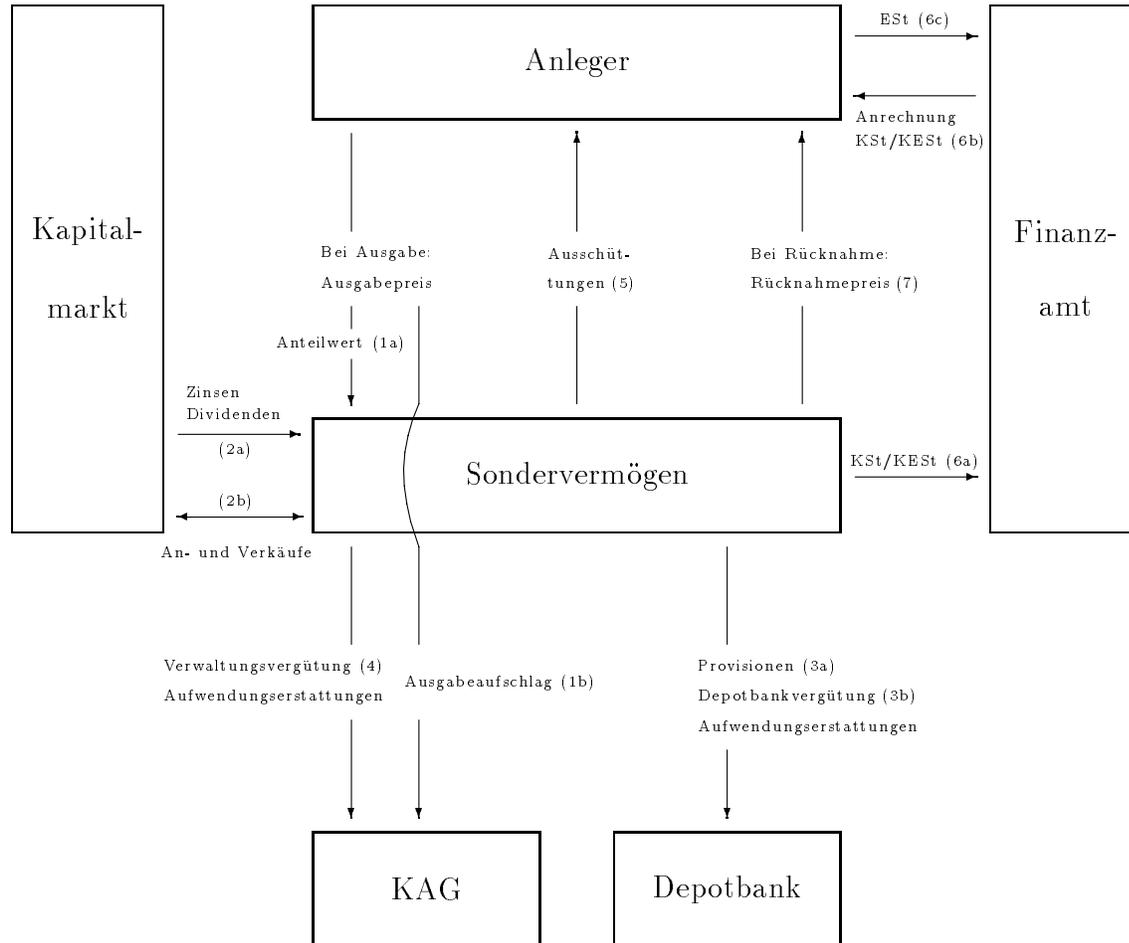


Abbildung 2.2: Zahlungsströme bei einer Fondsanlage

potbank erhält zudem eine Gebühr für die Verwahrung des Sondervermögens und Aufwendererstattungen (3b), die ebenfalls direkt dem Sondervermögen entnommen werden.

Die Kapitalanlagegesellschaft erhält aus dem Sondervermögen eine Verwaltungsgebühr und Aufwendererstattungen gemäß den Vertragsbedingungen (4) – z. B. für Kosten der Veröffentlichung des Rechenschaftsberichtes.

Zahlungen, die die Barvermögensebene des Investors direkt betreffen, sind die Ausschüttungen des Fonds (5), die Steuerzahlungen des Anteilhabers aufgrund der Fondsanlage (6b und 6c) sowie der Erlös aus der Rücknahme des Anteilscheins durch die Kapitalanlagegesellschaft (7). Der Rücknahmepreis für einen Anteilschein entspricht nach § 21 (5) KAGG dem Anteilwert.

Die Besteuerung der Erträge aus Investmentfonds wird tendenziell durch das KAGG der Besteuerung der Erträge aus einer Direktanlage angeglichen.¹⁵ Dies wird dadurch erreicht, daß das Sondervermögen als Zweckvermögen im Sinne des Körperschaftsteuergesetzes gilt und von der Körperschaftsteuer und der Gewerbesteuer befreit ist. Anrechenbare Körperschaftsteuer sowie einbehaltene und abgeführte Kapitalertragsteuer einschließlich des Solidaritätszuschlags werden dem Sondervermögen vergütet bzw. erstattet.¹⁶

Mit der Ausschüttung bzw. Thesaurierung der Erträge aus Investmentfonds erfolgt dann eine Besteuerung ähnlich zu Einkünften aus einer Direktanlage: Alle Erträge des Fonds, bestehend aus Dividenden, Zinsen etc., sind – unabhängig davon, ob sie ausgeschüttet oder thesauriert werden – als Einkünfte aus Kapitalvermögen einkommensteuerpflichtig.¹⁷ Gewinne aus der Veräußerung von Wertpapieren des Sondervermögens sind unabhängig von der Besitzdauer im Fonds steuerfrei. Mit Ausschüttung bzw. Thesaurierung der Erträge wird die Ausschüttungsbelastung mit Körperschaftsteuer hergestellt und Kapitalertragsteuer abgeführt (6a).

Im Rahmen des Anrechnungsverfahrens bei der nächsten Einkommensteuerveranlagung wird den Anteilhabern die auf die Fondserträge gezahlte Körperschaft- und Kapitalertragsteuer angerechnet bzw. erstattet (6b). Unterstellt man vereinfachend, daß die Ausschüttungen und die Steuerzahlungen des Investors aufgrund der Fondsanlage gleichzeitig erfolgen, so unterliegen die Erträge aus Investmentfonds aus der Perspektive der Anteilhaber lediglich der Einkommensteuer und dem Solidaritätszuschlag (6c).¹⁸

Da die Zahlungen (2a)–(4) und (6a) die Barvermögensebene des Investors nicht direkt betreffen, ergibt sich aus der Sicht des Investors folgende Zahlungsreihe einer Fonds-

¹⁵Vgl. §§ 38–50d KAGG. Eine ausführliche Darstellung der steuerlichen Behandlung von Erträgen aus Investmentfonds findet sich bei Stotz (1998), eine kurze Zusammenfassung in BVI (1999).

¹⁶Vgl. § 38 KAGG.

¹⁷Bemessungsgrundlage für die Einkommensteuer ist der steuerpflichtige Bruttoertrag des Fonds und nicht die Gesamtausschüttung. Diese beiden Größen weichen voneinander ab, wenn Teile der Erträge des Fonds thesauriert werden.

¹⁸Dies ergibt sich in Analogie zur steuerlichen Behandlung von Dividenden. Dazu vgl. z. B. die Darstellung bei Franke/Hax (1999), S. 205–208 und S. 470.

anlage für die Periode t (gemessen an der Unterlassensalternative):

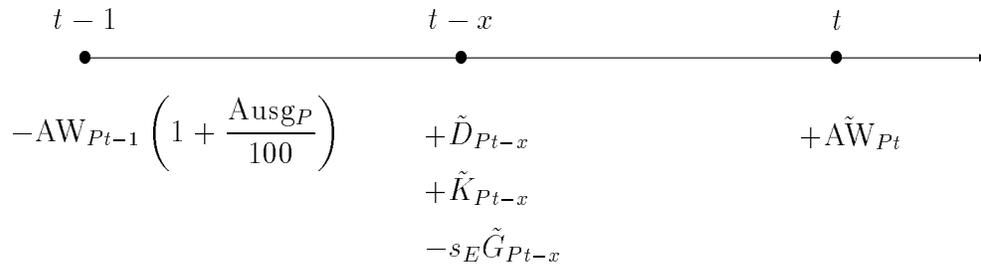


Abbildung 2.3: Entscheidungsrelevante Zahlungsreihe einer Fondsanlage

Die Symbole sind wie folgt definiert:

$t-1$	Beginn der Periode (Zeitpunkt der Ausgabe des Anteilscheines),
$t-x$	Zeitpunkt der Ausschüttung, $0 \leq x < 1$,
t	Ende der Periode,
$AW_{P_{t-1}}, A\tilde{W}_{P_t}$	Anteilwert von Fonds P im Zeitpunkt $t-1$ bzw. t ,
Ausg_P	Ausgabeaufschlag für Fonds P (in %),
$\tilde{D}_{P_{t-x}}$	Barausschüttung des Fonds P im Zeitpunkt $t-x$,
$\tilde{K}_{P_{t-x}}$	Summe aus anrechenbarem Körperschaftsteuerguthaben und anrechenbarer Kapitalertragsteuer,
s_E	Grenz-Einkommensteuersatz des Investors (einschließlich Solidaritätszuschlag),
$\tilde{G}_{P_{t-x}}$	Steuerpflichtiger Bruttoertrag des Fonds P pro Anteilschein im Zeitpunkt $t-x$.

Die Tilde („ \sim “) über einem Symbol kennzeichnet hier und im weiteren Verlauf der Arbeit eine Zufallsvariable.¹⁹

¹⁹Für Realisationen einer Zufallsvariable wird das gleiche Symbol ohne Tilde verwendet.

2.3 Finanzwirtschaftlicher Modellrahmen der Performancemessung

2.3.1 Annahmen

Um normative Aussagen ableiten zu können, sind die Rahmenbedingungen für die Problemstellung der Performancemessung finanzwirtschaftlich zu formalisieren. Es werden folgende Annahmen hinsichtlich des Kapitalmarktes unterstellt:

- (A1) Es existieren keine Transaktionskosten und Steuern, alle Wertpapiere sind beliebig teilbar und Leerverkäufe sind zulässig. Alle Investoren können in beliebiger Höhe zum Zeitpunkt $t - 1$ zum Zinssatz R_{Ft} risikolos für die Periode t Geld am Kapitalmarkt anlegen oder aufnehmen.
- (A2) Es gibt N' riskante originäre Zahlungsansprüche. Betrachtet wird eine Teilmenge dieser Zahlungsansprüche, ein Kapitalmarktsegment mit $N \leq N'$ handelbaren Wertpapieren i ($i = 1, \dots, N$).
- (A3) Es gibt zwei Gruppen von Investoren: Zum einen Investoren, die nur die zu Beginn der betrachteten Periode t ($t = 0, \dots, T$) öffentlich verfügbaren Informationen besitzen („öffentlich informierte Investoren“). Diese Investoren haben homogene Erwartungen, d. h., alle gehen für den Kurs \tilde{P}_{it} eines Wertpapiers i zum Zeitpunkt t von derselben Wahrscheinlichkeitsverteilung aus (für alle i und t). Zum anderen gibt es Portefeuillemanager, die eventuell zusätzlich zu den öffentlich verfügbaren Informationen private Informationen besitzen, d. h., die Portefeuillemanager verfügen eventuell über einen Informationsvorsprung und/oder über eine bessere Informationsverarbeitung als die öffentlich informierten Investoren.
- (A4) Alle Investoren verhalten sich myopisch: Die Portefeuilleoptimierung erfolgt nicht intertemporal auf der Basis flexibler Planung, sondern rollend starr mit einem Planungshorizont von jeweils einer Periode.²⁰
- (A5) Unter öffentlich verfügbaren Informationen sind die Überschußrenditen aller Zahlungsansprüche jeweils unabhängig und identisch über die Zeit verteilt.

²⁰Bei myopischem Verhalten der Investoren gelten alle Bewertungsmodelle Periode für Periode. Der Zusammenhang zwischen Ertrag und Risiko im Zeitablauf läßt sich dann über eine Folge von Zwei-Zeitpunkt-Modellen darstellen.

Performancemessung betrachtet das folgende Szenario: Zusätzlich zu den N' originären Zahlungsansprüchen gibt es H Investmentfonds h ($h = 1, \dots, H$), die jeweils von einem Portfeuillemanager (Fondsmanager) geführt werden. Die öffentlich informierten Investoren können beliebig teilbare Anteilscheine der Fonds kaufen und leerverkaufen. Die Fondsmanager legen nur in Wertpapiere des betrachteten Marktsegmentes an und entscheiden in jeder Periode – entsprechend ihrem Informationsstand – neu über die Zusammensetzung der Portfeuille. Die öffentlich informierten Investoren kennen die Portfeuillezusammensetzung in den einzelnen Zeitpunkten nicht. Sie beobachten nur das Anlageergebnis, d. h., sie kennen nur die unbedingte Wahrscheinlichkeitsverteilung der Fondsrenditen.²¹ Mit Hilfe von Verfahren der Performancemessung sollen Aussagen über die Vorteilhaftigkeit der Investmentfonds und die Informationsfähigkeiten der Fondsmanager getroffen werden.

Entsprechend den Überlegungen aus Kapitel 2.1 müssen in einem Modell zur Performancemessung die Informationsfähigkeiten der Fondsmanager, die Zufallseinflüsse auf die Wertpapierrenditen sowie der Zusammenhang zwischen Risiko und Ertrag für das betrachtete Marktsegment modelliert werden. Die vorliegende Arbeit unterstellt die folgenden Annahmen:²²

(P1) Kompetitives Verhalten: Alle Investoren verhalten sich kompetitiv, insbesondere versuchen die öffentlich informierten Investoren nicht über Beobachtung des Verhaltens der Fondsmanager zukünftige Preisänderungen zu antizipieren.

Der Umfang der Transaktionen der Fondsmanager ist im Vergleich zum gesamten Handelsvolumen so gering, daß ihr Einfluß auf die Kurse der Wertpapiere vernachlässigbar ist.

²¹Eigentlich beobachten die uninformierten Investoren nur die realisierten Fondsrenditen. Mit der Annahme, daß die uninformierten Investoren die unbedingte Wahrscheinlichkeitsverteilung der Portfeuillerendite kennen, wird implizit eine Art rationaler Erwartungen unterstellt. Vgl. auch Mayers/Rice (1979), S. 11 und Dybvig/Ross (1985b), S. 390.

²²Die Annahmen beziehen sich zunächst auf die Darstellung der klassischen Performancemessung. Bei der Darstellung der anlagestilorientierten Performancemessung im Kapitel 4 werden diese Annahmen etwas modifiziert.

Es ist zu betonen, daß sich in der Literatur nur wenige Beiträge finden, die einen vollständigen Modellrahmen darstellen. Ausnahmen sind z. B. Treynor/Black (1973), Connor/Korajczyk (1986) und Grinblatt/Titman (1989b). Der Modellrahmen der vorliegenden Arbeit orientiert sich an Grinblatt/Titman (1989b), arbeitet jedoch zudem die Bedeutung des Prinzips der Arbitragefreiheit heraus.

(P2) Risiko und Ertrag: Das betrachtete Marktsegment ist arbitragefrei.

Auf einem arbitragefreien Markt läßt sich die Bewertungsgleichung stets als²³

$$E[\tilde{R}_i] - R_F = b_i \lambda^* \quad \forall i \quad (2.1)$$

schreiben, mit b_i und λ^* als Konstanten und $E[\tilde{R}_i]$ als erwarteter Rendite von Wertpapier i . Die Konstanten b_i geben – unabhängig davon, ob ein Gleichgewichtsmodell bzw. welches Gleichgewichtsmodell vorliegt – das bewertungsrelevante Risiko von Wertpapier i an.

(P3) Zufallseinflüsse: Es gibt wertpapierspezifische Risiken $\tilde{\epsilon}_i$ und einen marktsegmentbezogenen Risikofaktor \tilde{v}^* , mit $E[\tilde{\epsilon}_i] = 0 \quad \forall i$, $E[\tilde{v}^*] = 0$. Die wertpapierspezifischen Risiken sind jeweils stochastisch unabhängig von dem marktsegmentbezogenen Risikofaktor. Die Renditen ergeben sich als „fair game“ in der Form eines Faktormodells²⁴

$$\tilde{R}_i = E[\tilde{R}_i] + b_i \tilde{v}^* + \tilde{\epsilon}_i \quad \forall i. \quad (2.2)$$

Der Ausdruck $b_i^2 \text{var}[\tilde{v}^*]$ wird als systematisches und $\text{var}[\tilde{\epsilon}_i]$ als unsystematisches Risiko von Aktie i bezeichnet. Die Konstante b_i ist demnach ein Maß für das systematische Risiko.

In Verbindung mit (2.1) und mit $\tilde{r}_i = \tilde{R}_i - R_F$ als Überschußrendite von Wertpapier i folgt das statistische Modell²⁵ zu Bewertungsgleichung (2.1)

$$\tilde{r}_i = b_i \tilde{Z} + \tilde{\epsilon}_i \quad \forall i, \quad \text{mit } \tilde{Z} = \lambda^* + \tilde{v}^*. \quad (2.3)$$

²³Vgl. z. B. Franke/Hax (1999), S. 378. Vgl. ebenfalls Kapitel 4.1.1, Gleichung (4.2).

Im Rahmen der Performancemessung werden Erwartungswerte von Renditen aus der Sicht der öffentlich informierten Investoren analysiert. Wegen (A5) hängt diese Analyse nicht vom Betrachtungszeitpunkt ab, so daß im folgenden der Zeitindex aus Vereinfachungsgründen fallengelassen wird. Ebenso hängen wegen (A5) die bedingten Erwartungswerte auf Basis öffentlicher Informationen nicht vom Betrachtungszeitpunkt ab, so daß sie als unbedingte Erwartungswerte geschrieben werden können.

²⁴(2.2) ist ein Ein-Faktor-Modell, das z. B. dem Markt-Modell (vgl. Fama (1976)) oder einem approximativen Faktormodell im Rahmen der APT entsprechen kann. Über die Kovarianzmatrix der wertpapierspezifischen Risiken werden zunächst keine speziellen Annahmen getroffen. Die gleichzeitige Annahme von Arbitragefreiheit und einem Faktormodell impliziert jedoch gewisse Restriktionen hinsichtlich dieser Kovarianzmatrix (vgl. Franke (1984), S. 111 f.). Es ist zu betonen, daß auch die Annahme eines Mehr-Faktoren-Modells mit den nachfolgenden Ausführungen vereinbar wäre.

²⁵Faktormodelle und statistische Modelle zu einer Bewertungsgleichung unterscheiden sich grundlegend (vgl. im folgenden Sharpe (1984)): Ein Faktormodell dient der Modellierung der Stochastik von Aktienrenditen. Es trifft keine Aussagen über die Bewertung von Ertrag und Risiko. (2.2) läßt es z. B. zu, daß für zwei Aktien i_1 und i_2 $E[\tilde{R}_{i_1}] \neq E[\tilde{R}_{i_2}]$ gilt, auch wenn das systematische Risiko beider Aktien gleich hoch ist ($b_{i_1} = b_{i_2}$). Eine Bewertungsgleichung wie (2.1) trifft dagegen Aussagen

Die gleichzeitige Annahme von Arbitragefreiheit entsprechend (2.1) und dem Faktormodell (2.2) impliziert die Existenz eines risikoeffizienten Portefeuilles Z , so daß $E[\tilde{r}_i]$ proportional zu $\text{cov}[\tilde{r}_i, \tilde{r}_Z]$ ist.²⁶ Es wird die folgende Annahme hinsichtlich dieses Portefeuilles Z mit den Portefeuilleanteilen x_{1Z}, \dots, x_{NZ} unterstellt:

(P4) Faktorportefeuille: Das risikoeffiziente Portefeuille Z besitzt kein unsystematisches Risiko.²⁷ Es gilt $\text{var}[\tilde{\epsilon}_Z] = \text{var}[\sum_{i=1}^N x_{iZ}\tilde{\epsilon}_i] = 0$, so daß es möglich ist, den Risikofaktor \tilde{Z} durch die Rendite des Portefeuilles Z (Faktorportefeuille) zu „duplizieren“.²⁸

Das statistische Modell (2.3) läßt sich dann schreiben als

$$\tilde{r}_i = b_{iZ}\tilde{r}_Z + \tilde{\epsilon}_i \quad \forall i, \quad (2.4)$$

mit der Konstante b_{iZ} als Sensitivität der Überschußrendite von Aktie i gegenüber der Überschußrendite von Portefeuille Z .

In der Literatur finden sich Darstellungen zur Performancemessung, die direkt mit der Annahme von (2.4) beginnen. In diesem Zusammenhang ist zu betonen, daß (2.4) nicht nur ein Faktormodell, sondern ein statistisches Modell zu einer Bewertungsgleichung ist.²⁹ Die gleichzeitige Annahme von (P2), (P3) und (P4) ist äquivalent zu der Gültigkeit der APT auf der Basis eines Ein-Faktor-Modells in der Formulierung von Franke (1984), allerdings nur hinsichtlich des betrachteten Marktsegmentes.³⁰

über die Bewertung von Ertrag und Risiko: In (2.1) bestimmt b_i das bewertungsrelevante Risiko und für $b_{i_1} = b_{i_2}$ gilt $E[\tilde{R}_{i_1}] = E[\tilde{R}_{i_2}]$. Eine Bewertungsgleichung ist immer in Verteilungsparametern definiert. Ein statistisches Modell zu einer Bewertungsgleichung modelliert die zufälligen Abweichungen von der Bewertungsgleichung und trifft dementsprechend im Gegensatz zu einem Faktormodell Aussagen über die Bewertung von Ertrag und Risiko.

²⁶Vgl. Franke (1984), S. 111.

²⁷Diese Annahme ist sehr eng mit der Annahme von (2.1) und (2.2) verbunden. Vgl. Franke (1984), S. 111 ff.

²⁸Synonyme für den Begriff „Faktorportefeuille“ sind die Begriffe „mimicking portfolio“ oder auch „mimetisches Portefeuille“.

²⁹In der Literatur entsteht dagegen teilweise der Eindruck, als sei Performancemessung ohne Rückgriff auf eine Bewertungsgleichung möglich. Vgl. z. B. Wittrock (1996), S. 63 ff, und Reichling (1997), S. 4 ff. Selbst in Grinblatt/Titman (1989b) wird nicht deutlich, daß das Modell Arbitragefreiheit unterstellt. Chen/Knez (1996) leiten dagegen eine Klasse von Performancemaßen her, die auf arbitragefreier Bewertung basiert, und zeigen, daß das von Grinblatt/Titman vorgeschlagene Maß zu dieser Klasse gehört.

³⁰Vgl. Franke (1984), S. 113 (insbesondere Proposition 2). Auch das Modell von Grinblatt/Titman (1989b) unterstellt implizit diese APT. Es ist deshalb nicht unabhängig von einem Bewertungsmodell gültig.

Es werden Informationsbeschaffungs- und -verarbeitungsfähigkeiten hinsichtlich einzelner Wertpapiere und hinsichtlich der Entwicklung des gesamten Marktsegmentes unterschieden, die über Selektions- und Timingsignale modelliert werden:³¹

(P5) Informationsfähigkeiten: Die wertpapierspezifische Rendite \tilde{c}_i ($i = 1, \dots, N$) ergibt sich als Summe aus Selektionssignal \tilde{z}_i und dem Störterm \tilde{c}'_i mit $E[\tilde{z}_i] = E[\tilde{c}'_i] = 0$, die marktsegmentbezogene Zufallsvariable \tilde{v} als Summe aus Timingsignal \tilde{m} und der Zufallsvariablen \tilde{v}' mit $E[\tilde{m}] = E[\tilde{v}'] = 0$. Timing- und Selektionssignale sind stochastisch unabhängig. Die nach Informationszugang verbleibenden Zufallseinflüsse \tilde{c}'_i und \tilde{v}' sind jeweils unabhängig von den Informationssignalen \tilde{z}_i und \tilde{m} . Gemäß diesen Annahmen gilt:

$$\tilde{r}_i = b_{iZ} \underbrace{(E[\tilde{r}_Z] + \tilde{m} + \tilde{v}')}_{\tilde{r}_Z} + \underbrace{\tilde{z}_i + \tilde{c}'_i}_{\tilde{c}_i} \quad \forall i. \quad (2.5)$$

Selektions- und Timingsignal sind nur für den Fondsmanager und nicht für die öffentlich informierten Investoren beobachtbar. Der Fondsmanager erhält die Signale jeweils zu Beginn der Periode, bevor er die Portfeuillezusammensetzung festlegt. Der Fondsmanager besitzt Selektionsfähigkeit, wenn für mindestens einen Zustand und ein Wertpapier $z_i \neq 0$ gilt. Er besitzt Timingfähigkeit, wenn für mindestens einen Zustand $m \neq 0$ gilt.³²

Die Überschußrendite eines Fonds P wird durch die Entscheidungen des Fondsmanagers über die Portfeuillezusammensetzung determiniert. In diesem Zusammenhang ist zu beachten, daß der Fondsmanager aufgrund der Handelbarkeit des Faktorportefeuilles Z neben den explizit in die Aktien i anzulegenden Portfeuilleanteilen w_{iP} (explizite Anteile) auch einen Anteil w_{ZP} des zu verwaltenden Vermögens in Z anlegen kann. Über diesen Anteil in Z hält er implizit weitere Anteile in den einzelnen Wertpapieren. Der Anteil x_{iP} des Fonds P , den der Fondsmanager insgesamt in Aktie i angelegt hat, ergibt sich als Summe aus explizitem und implizitem Anteil, d. h. als $x_{iP} = w_{iP} + w_{ZP}x_{iZ}$. Ist die Summe der Portfeuilleanteile $\sum_{i=1}^N w_{iP} + w_{ZP}$ von eins verschieden, erfolgt die Finanzierung bzw. die Anlage des entsprechenden Differenzbetrages zu R_F .

³¹Die Modellierung entspricht derjenigen von Grinblatt/Titman (1989b), S. 400 ff.

³²Die öffentlich informierten Investoren irren sich nicht systematisch, da gilt: $E[E[\tilde{c}_i|\tilde{\mathbf{y}}]] = E[\tilde{c}_i] = 0$ $\forall i$ und $E[E[\tilde{v}|\tilde{\mathbf{y}}]] = E[\tilde{v}] = 0$, mit $\tilde{\mathbf{y}} = (\tilde{z}_1, \dots, \tilde{z}_N, \tilde{m})'$.

Die Überschußrendite des Investmentfonds läßt sich demnach (vor Informationszugang) darstellen als³³

$$\begin{aligned}
 \tilde{r}_P &= \tilde{w}_{ZP}\tilde{r}_Z + \sum_{i=1}^N \tilde{w}_{iP}(b_{iZ}\tilde{r}_Z + \tilde{\epsilon}_i) \\
 &= \left(\tilde{w}_{ZP} + \sum_{i=1}^N \tilde{w}_{iP}b_{iZ} \right) \tilde{r}_Z + \sum_{i=1}^N \tilde{w}_{iP}\tilde{\epsilon}_i \\
 &= \tilde{w}_{N+1P}\tilde{r}_Z + \sum_{i=1}^N \tilde{w}_{iP}\tilde{\epsilon}_i, \tag{2.6}
 \end{aligned}$$

mit $\tilde{w}_{N+1P} = \tilde{w}_{ZP} + \sum_{i=1}^N \tilde{w}_{iP}b_{iZ}$. Die Portefeuilleanteile sind Zufallsvariablen, da der Fondsmanager sie in Abhängigkeit der (aus Sicht der öffentlich informierten Investoren) zufälligen Selektions- und Timingsignale festlegt. Es werden Timing- und Selektionsentscheidungen unterschieden. Timing beinhaltet die Entscheidungen über w_{N+1P} , d. h. über die Sensitivität der Überschußrendite gegenüber dem marktsegmentbezogenen Risikofaktor. Selektion beinhaltet dagegen die Entscheidungen über die Gewichte w_{iP} ($i = 1, \dots, N$), d. h. über die Inkaufnahme wertpapierspezifischer Risiken.

Der Fondsmanager kann Timing- und Selektionsentscheidungen isoliert voneinander treffen, da sich das marktsegmentbezogene Risiko und die wertpapierspezifischen Risiken jeweils anhand von handelbaren Wertpapieren duplizieren lassen: Das marktsegmentbezogene Risiko läßt sich über das Faktorportefeuille Z handeln. Die wertpapierspezifischen Risiken $\tilde{\epsilon}_i$ können über den Kauf eines Wertpapiers i und den gleichzeitigen (Leer)Verkauf einer Position in Z mit gleichem systematischen Risiko dupliziert werden.

Der dargestellte Modellrahmen bildet die Basis für statistische Tests. Diese Tests setzen teilweise voraus, daß die Störgrößen in den statistischen Modellen normalverteilt sind. In diesen Fällen wird die folgende Zusatzannahme unterstellt:

(Z1) Alle $\tilde{\epsilon}'_i$, \tilde{z}_i , \tilde{m} und \tilde{v}' sind multivariat normalverteilt. Ebenso sind die fondsspezifischen Störterme und der Risikofaktor \tilde{r}_Z multivariat normalverteilt.³⁴

Abbildung 2.4 verdeutlicht abschließend die Modellierung der Informationsstruktur im Rahmen der Performancemessung: Der Fondsmanager erhält unmittelbar zu Beginn

³³Vgl. Treynor/Black (1973), S. 71.

³⁴Letzteres ist eine sehr restriktive Annahme. Vgl. Dybvig/Ross (1985b), S. 389.

der Periode t , im Zeitpunkt $t - 1$, die Informationssignale $\tilde{\mathbf{y}} = (\tilde{z}_1, \dots, \tilde{z}_N, \tilde{m})'$. Auf der Basis der realisierten Informationen \mathbf{y}_{s^+} ($s^+ = 1, \dots, S^+$) entscheidet er über die Portfeuillezusammensetzung. Zum Ende der Periode beobachtet der Fondsmanager die Realisation \mathbf{x}_{s^*} ($s^* = 1, \dots, S^*$) des Vektors der Störgrößen $\tilde{\mathbf{x}} = (\tilde{\epsilon}'_1, \dots, \tilde{\epsilon}'_N, \tilde{v})'$, die Realisation \mathbf{r}_s ($s = 1, \dots, S$) des Vektors $\tilde{\mathbf{r}}$ der Überschußrenditen der Aktien und die Realisation r_{P_s} der Überschußrendite \tilde{r}_P des Fonds.³⁵

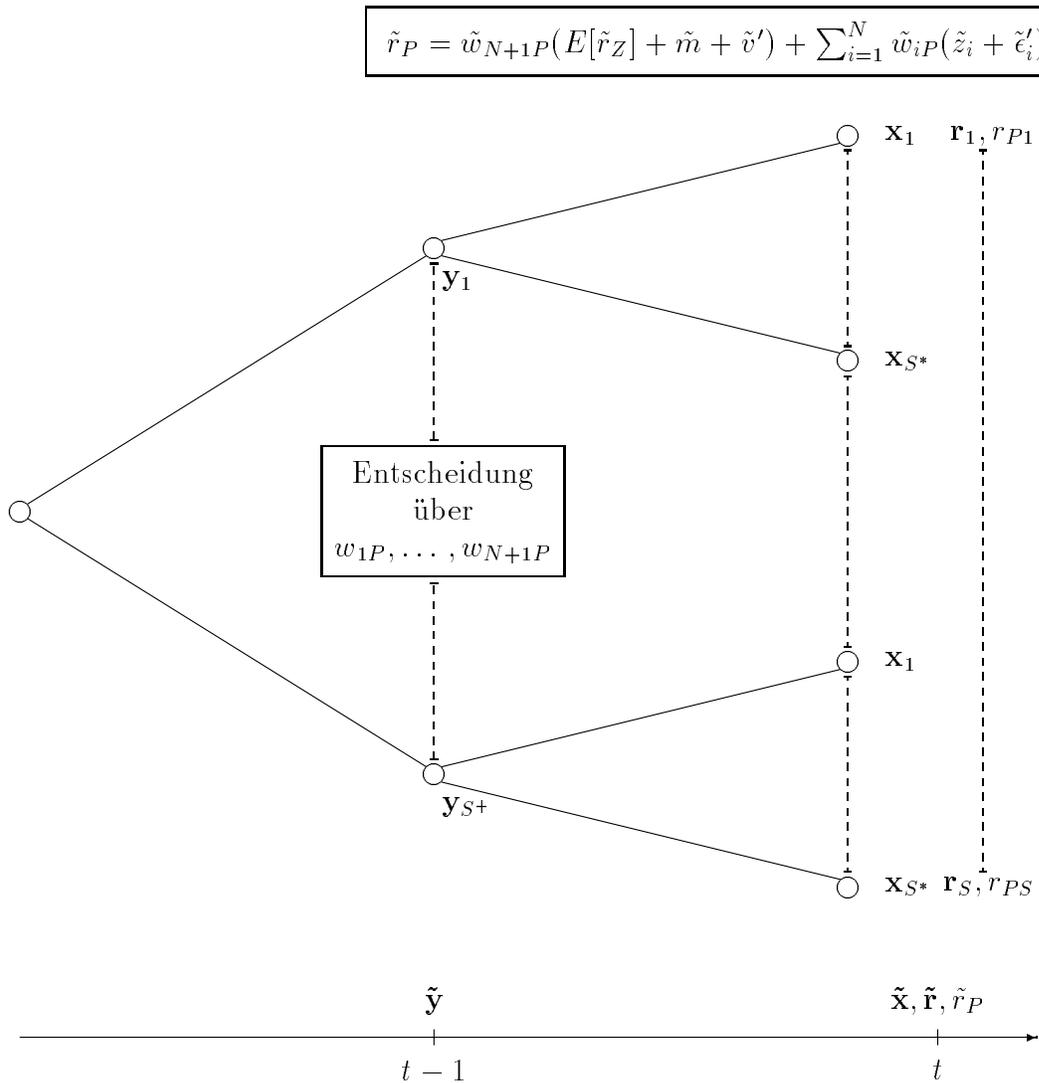


Abbildung 2.4: Modellierung der Informationsstruktur

³⁵Für den Ergebnisraum Ω des Zufallsvektors $(\tilde{\mathbf{r}}, \tilde{r}_P)'$ gilt: $\Omega = \mathcal{Y} \times \mathcal{X}$, mit $\mathcal{Y} = \{\mathbf{y}_1, \dots, \mathbf{y}_{S^+}\}$ und $\mathcal{X} = \{\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_{S^*}\}$.

Im Gegensatz zu dem Fondsmanager beobachtet ein öffentlich informierter Investor die Informationssignale $\tilde{\mathbf{y}}$ und die Portefeuilleanteile $\tilde{w}_{1P}, \dots, \tilde{w}_{N+1P}$ nicht. Er beobachtet ausschließlich die unbedingte Wahrscheinlichkeitsverteilung der Überschußrenditen $\tilde{\mathbf{r}}$ und \tilde{r}_P . Performancemessung versucht anhand der Informationen eines öffentlich informierten Investors Aussagen über die Informationsfähigkeiten der Fondsmanager zu treffen. Im Rahmen der Performancemessung geht es folglich um die Beantwortung der Frage, ob sich aus den unbedingten Wahrscheinlichkeitsverteilungen der Überschußrenditen $\tilde{\mathbf{r}}$ und \tilde{r}_P Rückschlüsse auf die Wahrscheinlichkeitsverteilung der Informationssignale $\tilde{\mathbf{y}}$ ziehen lassen.

2.3.2 Eigenschaften von Performancemaßen

Über Performancemessung wird jedem Investmentfonds h ($h = 1, \dots, H$) eine reelle Zahl ψ_h zugeordnet. Anhand der den Fonds zugeordneten Zahlen sollen Rückschlüsse auf die Informationsfähigkeiten der Fondsmanager und die Vorteilhaftigkeit der Fonds möglich sein, die unabhängig vom Risikoverhalten der Investoren gelten.

Aussagen zur Vorteilhaftigkeit von (Finanz-)Investitionsprojekten sind grundsätzlich vor dem Hintergrund einer bestimmten Präferenzfunktion, einer Basisalternative und einer Alternativenmenge zu treffen. Die Vorteilhaftigkeit eines Investitionsprojektes kann nur im Portefeuillezusammenhang, d. h. mit Blick auf das gesamte Vermögen des Investors zu beurteilt werden. Hinsichtlich der Alternativenmenge des Investors wird im folgenden davon ausgegangen, daß der Investor die Investmentfonds jeweils mit originären Zahlungsansprüchen und der risikolosen Anlage/Verschuldung mischen kann. In diesem Zusammenhang wird danach unterschieden, ob sich die Anlagen in die Fonds gegenseitig ausschließen oder nicht. Bei welchen Konstellationen von Präferenzfunktionen, Basisalternative und Alternativenmenge über Performancemessung Aussagen zur Vorteilhaftigkeit der Fonds möglich sind, wird bei der Darstellung der einzelnen Performancemaße analysiert.

In der Literatur findet sich auch der Fall, daß für die Investoren nur die Alternativen bestehen, entweder das gesamte riskant anzulegende Vermögen in einen einzigen Fonds zu investieren oder das gesamte Vermögen selbst zu verwalten.³⁶ Dies impliziert, daß der Investor zusätzlich zu einer Anlage in einen Fonds keinen einzigen originären

³⁶Dieser Fall wird oft bei der Diskussion der Sharpe-Ratio unterstellt.

Zahlungsanspruch besitzen darf. In den folgenden Ausführungen wird dieser Sonderfall nicht weiter analysiert: Investoren halten im allgemeinen neben Anteilscheinen an einem Investmentfonds weitere riskante Zahlungsansprüche.³⁷

Neben Aussagen zur Vorteilhaftigkeit von Investmentfonds soll ein Performancemaß Aussagen über die Informationsfähigkeiten der Fondsmanager treffen. In dem Beitrag von Mayers/Rice (1979) wird Performance erstmals ausschließlich über die Existenz von Informationsfähigkeiten definiert. Informationsfähigkeiten sind notwendig, aber nicht hinreichend für die Vorteilhaftigkeit eines verwalteten Portefeuilles im Vergleich zum optimalen passiven Portefeuille eines Investors, da bei der Umsetzung der Informationsfähigkeiten aus der Sicht der öffentlich informierten Investoren ein negativer Diversifikationseffekt eintritt.³⁸

Die Informationsfähigkeiten der Fondsmanager sind über Annahme (P5) definiert.³⁹ Entsprechend Connor/Korajczyk (1986) soll hinsichtlich der Rangfolge der Informationsfähigkeiten gelten: Der Portefeuillemanager von Fonds h_1 besitzt – mit Bezug auf die Präferenzfunktionen Φ^q ($q = 1, \dots, Q$) – bessere Informationsfähigkeiten als der Portefeuillemanager von Fonds h_2 , wenn alle Investoren, die mit den Präferenzfunktionen Φ^q planen, bereit sind, für die Informationssignale des Fondsmanagers von h_1 einen höheren Preis zu zahlen als für die des Fondsmanagers von h_2 .

Es sollen die folgenden Eigenschaften von Performancemaßen hinsichtlich der Identifikation von Informationsfähigkeiten unterschieden werden:

(E1) Identifikation von Informationsfähigkeiten: Das Performancemaß ermöglicht die eindeutige Identifikation von Informationsfähigkeiten ($h = 1, \dots, H$):

$$\psi_h \neq 0 \Leftrightarrow \text{Der Portefeuillemanager von Fonds } h \text{ besitzt} \\ \text{Informationsfähigkeiten.}$$

(E2) Rangfolge der Informationsfähigkeiten der Portefeuillemanager: Anhand des Performancemaßes ψ läßt sich die Rangfolge der Informationsfähigkeiten der Portefeuillemanager der Fonds bestimmen, d. h. für alle möglichen Paare (h_1, h_2) von

³⁷Ähnlich argumentieren auch Grinblatt/Titman (1995), S. 581 f. Schon allein die Tatsache, daß Investoren neben einer Anlage in einen Investmentfonds Ansprüche auf (stochastisches) Erwerbseinkommen besitzen, ist nicht mit dem dargestellten Fall vereinbar.

³⁸Vgl. Fama (1972).

³⁹Vgl. Kapitel 2.3.1.

Investmentfonds gilt:

$\psi_{h_1} > \psi_{h_2} \Rightarrow$ Der Portefeuillemanager von Fonds h_1 besitzt bessere Informationsfähigkeiten als der von h_2 .

$\psi_{h_2} > \psi_{h_1} \Rightarrow$ Der Portefeuillemanager von Fonds h_2 besitzt bessere Informationsfähigkeiten als der von h_1 .

(E3) Performanceattribution: Die Performance eines Fonds läßt sich additiv zerlegen in eine Komponente, die auf Selektionsfähigkeit, und eine Komponente, die auf Timingfähigkeit zurückzuführen ist.

Ob sich existierende Informationsfähigkeiten des Fondsmanagers in der (unbedingten) Wahrscheinlichkeitsverteilung der Fondsrendite widerspiegeln, hängt davon ab, wie der Fondsmanager die Timing- und Selektionssignale in Entscheidungen über die Portefeuillezusammensetzung umsetzt. Das folgende Kapitel stellt ein beispielhaftes Modell zur Umsetzung von Timing und Selektionssignalen dar und erläutert, wie sich die erwartete Fondsrendite in eine Timing- und Selektionskomponente zerlegen läßt.

2.3.3 Timing und Selektion

2.3.3.1 Umsetzung von Timing- und Selektionssignalen

Die Höhe der Überschußrendite eines Fonds hängt davon ab, wie der Fondsmanager seine Informationsfähigkeiten in Anlageentscheidungen umsetzt. Es stellt sich die Frage, wie optimales „aktives Portefeuillemanagement“⁴⁰ aussieht und wie die optimale Umsetzung von Timing- und Selektionssignalen auf Risiko und Ertrag des verwalteten Portefeuilles wirkt. Diese Zusammenhänge werden im folgenden anhand eines beispielhaften Modells zur Portefeuilleoptimierung dargestellt. In diesem Modell wird unterstellt, daß der Portefeuillemanager risikoscheu ist, sich nur an Erwartungswert und Standardabweichung der Überschußrendite des von ihm verwalteten Fonds P in einer Periode orientiert ((μ, σ) -Prinzip)⁴¹ und konstante absolute Risikoaversion besitzt.

⁴⁰Dieser Begriff findet sich schon bei Treynor/Black (1973).

⁴¹Es ist zu beachten, daß diese Vorgehensweise grundsätzlich nur dann optimal für einen dem (μ, σ) -Prinzip folgenden Anteilinhaber ist, wenn er neben den Anteilen an dem betrachteten Portefeuille keine anderen riskanten Zahlungsansprüche hält und wenn der Portefeuillemanager in alle N' originären Zahlungsansprüche anlegen darf.

Da das marktsegmentbezogene Risiko und die wertpapierspezifischen Risiken isoliert voneinander handelbar sind, läßt sich das Entscheidungsproblem des Fondsmanagers als Portefeuilleoptimierung mit $N + 1$ riskanten „Wertpapieren“ darstellen.⁴² Unter der Annahme, daß approximativ⁴³ $\text{cov}[\tilde{\epsilon}'_i, \tilde{\epsilon}'_j] = 0 \quad \forall i, j; i \neq j$ erfüllt ist, ergeben sich Erwartungswert und Varianz der Überschußrendite des Fonds aus der Sicht des Portefeuillemanagers nach Informationszugang als

$$E[\tilde{r}_P | \mathbf{y}] = \sum_{i=1}^N w_{iP} E[\tilde{\epsilon}_i | \mathbf{y}] + w_{N+1P} E[\tilde{r}_Z | \mathbf{y}],$$

$$\text{var}[\tilde{r}_P | \mathbf{y}] = \sum_{i=1}^N w_{iP}^2 \text{var}[\tilde{\epsilon}_i | \mathbf{y}] + w_{N+1P}^2 \text{var}[\tilde{r}_Z | \mathbf{y}].$$

Unter Berücksichtigung von Annahme (P5) und den Definitionen

$$z_{N+1} = E[\tilde{r}_Z] + m, \quad \sigma_i^2 = \text{var}[\tilde{\epsilon}'_i] \quad \forall i = 1, \dots, N \quad \text{und} \quad \sigma_{N+1}^2 = \text{var}[\tilde{v}'], \quad (2.7)$$

wobei m die Realisation des marktsegmentbezogenen Informationssignals unter \mathbf{y} bezeichnet, ergibt sich

$$E[\tilde{r}_P | \mathbf{y}] = \sum_{i=1}^{N+1} w_{iP} z_i, \quad \text{var}[\tilde{r}_P | \mathbf{y}] = \sum_{i=1}^{N+1} w_{iP}^2 \sigma_i^2.$$

Zur Bestimmung des optimalen Portefeuilles maximiert der Fondsmanager die Präferenzfunktion

$$E[\tilde{r}_P | \mathbf{y}] - \frac{g}{2} \text{var}[\tilde{r}_P | \mathbf{y}], \quad (2.8)$$

wobei der konstante, positive Ausdruck $2/g$ die Risikotoleranz des Fondsmanagers mißt. Partielles Differenzieren nach w_{iP} für alle i und Nullsetzen führt zu

$$w_{iP}^* = \frac{z_i}{g \sigma_i^2}, \quad (2.9)$$

mit w_{iP}^* ($i = 1, \dots, N + 1$) als optimalen Portefeuilleanteilen bei gegebenen Informationen. Vor Informationszugang lassen sich die Anteile \tilde{w}_{iP} dementsprechend jeweils als lineare Funktion der zufälligen Informationssignale darstellen.

⁴²Vgl. im folgenden Treynor/Black (1973), S. 71 f.

⁴³Vgl. Treynor/Black (1973), S. 69. Die Annahmen, daß $\text{cov}[\tilde{\epsilon}'_i, \tilde{r}_Z] = \text{cov}[\tilde{\epsilon}'_i, \tilde{Z}] = 0 \quad \forall i$ und $\text{cov}[\tilde{\epsilon}'_i, \tilde{\epsilon}'_j] = 0 \quad \forall i, j$ gelten, können nicht gleichzeitig exakt erfüllt sein. Vgl. z.B. die Darstellung bei Wallmeier (1997), S. 30.

Setzt man die Lösungen aus (2.9) in die Definition von w_{N+1P} ein, folgt

$$w_{ZP}^* = \frac{1}{g} \left(\frac{z_{N+1}}{\sigma_{N+1}^2} - \sum_{i=1}^N \frac{b_{iZ} z_i}{\sigma_i^2} \right) \quad (2.10)$$

als explizit in das Faktorportefeuille Z anzulegender Anteil des zu verwaltenden Vermögens.

Aus diesem Modell ergeben sich folgende Implikationen für die Umsetzung von Informationsfähigkeiten des Fondsmanagers in Entscheidungen über die Portefeuillezusammensetzung:⁴⁴

(a) Entsprechend Gleichung (2.9) entscheidet der Fondsmanager über das Teilportefeuille $w_{1P}^*, \dots, w_{NP}^*$ ausschließlich anhand von Daten über den wertpapierspezifischen Teil der Überschußrenditen und anhand seiner Risikotoleranz. Je größer die Realisation des Selektionssignals z_i , je kleiner das verbleibende wertpapierspezifische Risiko $\sigma_i^2 = \text{var}[\tilde{\epsilon}'_i]$ und je höher die Risikotoleranz des Fondsmanagers, desto größer ist der explizite Portefeuilleanteil, den der Fondsmanager in Aktie i hält. Unabhängig von seiner Risikotoleranz hält er einen positiven (expliziten) Anteil in einem Wertpapier, wenn ein positives Selektionssignal vorliegt. Bei einem negativen Selektionssignal verkauft er das betreffende Wertpapier leer. Liegen keine Selektionssignale hinsichtlich eines Wertpapiers vor, wird kein expliziter Anteil in diesem Wertpapier gehalten. Aufgrund der Bedeutung der Selektionssignale für seine Zusammensetzung wird dieses Teilportefeuille als „Selektionsportefeuille“ bezeichnet. Die Struktur $w_{1P}^* : w_{2P}^* : \dots : w_{NP}^*$ des Selektionsportefeuilles ist unabhängig vom Risikoverhalten des Fondsmanagers.

(b) Die über die expliziten Portefeuilleanteile in den einzelnen Wertpapieren erzeugte Sensitivität gegenüber \tilde{r}_Z beträgt $\sum_{i=1}^N w_{iP}^* b_{iZ} = (1/g) \sum_{i=1}^N b_{iZ} z_i / \sigma_i^2$. Der direkt in Faktorportefeuille Z zu haltende Anteil w_{ZP} ergibt sich demnach als Differenz der gewünschten Sensitivität w_{N+1P} gegenüber dem Risikofaktor und der indirekt über die einzelnen Wertpapiere erzeugten Sensitivität. Entsprechend (2.10) gilt: Je größer die Realisation des Timingsignals $m = z_{N+1} - E[\tilde{r}_Z]$, je kleiner das verbleibende marktsegmentbezogene Risiko $\sigma_{N+1}^2 = \text{var}[\tilde{v}']$ und je höher die Risikotoleranz des Fondsmanagers, desto größer ist ceteris paribus der in Portefeuille Z gehaltene Anteil des Fondsvermögens. Ob der Anteil w_{ZP} positiv oder negativ ist, hängt allerdings davon ab, wie hoch die indirekt erzeugte Sensitivität gegenüber \tilde{r}_Z aus dem Selektionsportefeuille ist.

⁴⁴Ähnlich bei Treynor/Black (1973), S. 72 ff.

Das Verhältnis der Portefeuilleanteile, die der Fondsmanager in das Selektionsportefeuille und in Portefeuille Z anlegt, d. h. $(\sum_{i=1}^N w_{iP}^*) : w_{ZP}^*$, ist unabhängig von seinem Risikoverhalten.

(c) Aktives Portefeuillemanagement läßt sich in diesem Modell als dreistufiger Prozeß darstellen:⁴⁵ Im ersten Schritt bestimmt der Portefeuillemanager auf der Basis von Selektionssignalen und verbleibenden wertpapierspezifischen Risiken die Struktur des Selektionsportefeuilles. Separierbar von dieser Entscheidung läßt sich in einem zweiten Schritt unter zusätzlicher Berücksichtigung des Timingsignals und des verbleibenden marktsegmentbezogenen Risikos die Struktur $w_{1P}^* : w_{2P}^* : \dots : w_{N+1P}^*$ eines risikoeffizienten Gesamtportefeuilles bestimmen.⁴⁶ Die Struktur dieses Portefeuilles ist ebenfalls unabhängig von dem Risikoverhalten des Portefeuillemanagers.⁴⁷ Diese Portefeuillestruktur wird sodann im dritten Schritt entsprechend dem Risikoverhalten des Portefeuillemanagers über risikolose Verschuldung „gehebelt“ oder mit risikoloser Anlage verbunden.

(d) Das Modell verdeutlicht auch die drei Spezialfälle:

- Ein Fondsmanager ohne Informationsfähigkeiten hält ausschließlich einen seiner Risikotoleranz entsprechenden, konstanten Anteil in Portefeuille Z , den er mit risikoloser Anlage bzw. Verschuldung kombiniert, d. h., er hält ein „passives“ Portefeuille.
- Ein Fondsmanager, der Timingfähigkeit aber keine Selektionsfähigkeit besitzt, hält keinen expliziten Anteil in einzelnen Wertpapieren, sondern nur eine „aktive“, in Reaktion auf das Timingsignal gebildete Position in Portefeuille Z .
- Ein Fondsmanager, der Selektionsfähigkeit aber keine Timingfähigkeit besitzt, hält neben der Position im Selektionsportefeuille im allgemeinen auch eine Position in Portefeuille Z , die der Steuerung des marktsegmentbezogenen Risikos des Portefeuilles dient.

⁴⁵Vgl. Treynor/Black (1973), S. 74.

⁴⁶Auch die betriebliche Praxis unterstellt implizit eine Separierbarkeit der Selektionsentscheidungen von Timingentscheidungen, da die Zuständigkeiten für diese Portefeuilleentscheidungen in der Regel organisatorisch getrennt sind: Auf der einen Seite gibt es Analysten, die sich nur mit einzelnen Wertpapieren beschäftigen, auf der anderen Seite volkswirtschaftlich orientierte Researchabteilungen, die Empfehlungen zu marktsegmentorientiertem Timing geben.

⁴⁷Diese Aussage entspricht dem Tobin-Separationstheorem. Vgl. Tobin (1958).

2.3.3.2 Timing- und Selektionskomponente der erwarteten Rendite

Timing- und Selektionsentscheidungen des Portfeuillemanagers spiegeln sich in der erwarteten Überschußrendite des Fonds wider. Die erwartete Überschußrendite des Fonds P vor Informationszugang läßt sich wie folgt zerlegen:⁴⁸

$$\begin{aligned}
E[E[\tilde{r}_P|\tilde{\mathbf{y}}]] &= E[\tilde{r}_P] = E\left[\tilde{w}_{N+1P}\tilde{r}_Z + \sum_{i=1}^N w_{iP}\tilde{c}_i\right] \\
&= E[\tilde{w}_{N+1P}]E[\tilde{r}_Z] + E[\tilde{w}_{N+1P}\tilde{v}] + \sum_{i=1}^N E[\tilde{w}_{iP}\tilde{c}_i] \\
&= E[\tilde{w}_{N+1P}]E[\tilde{r}_Z] + E[\tilde{w}_{N+1P}]\underbrace{E[\tilde{v}]}_{=0} + \text{cov}[\tilde{w}_{N+1P}, \tilde{v}] \\
&\quad + \sum_{i=1}^N E[\tilde{w}_{iP}]\underbrace{E[\tilde{c}_i]}_{=0} + \sum_{i=1}^N \text{cov}[\tilde{w}_{iP}, \tilde{c}_i] \\
&= E[\tilde{w}_{N+1P}]E[\tilde{r}_Z] + \text{cov}[\tilde{w}_{N+1P}, \tilde{m} + \tilde{v}'] + \sum_{i=1}^N \text{cov}[\tilde{w}_{iP}, \tilde{z}_i + \tilde{c}_i'] \\
&= E[\tilde{w}_{N+1P}]E[\tilde{r}_Z] + \underbrace{\text{cov}[\tilde{w}_{N+1P}, \tilde{m}]}_{\text{TK}_P} + \underbrace{\sum_{i=1}^N \text{cov}[\tilde{w}_{iP}, \tilde{z}_i]}_{\text{SK}_P}. \tag{2.11}
\end{aligned}$$

Nach Gleichung (2.11) läßt sich die erwartete Überschußrendite von P in drei Komponenten zerlegen: Die erste Komponente, $E[\tilde{w}_{N+1P}]E[\tilde{r}_Z]$, ist das Produkt aus erwartetem bewertungsrelevantem Risiko von P und der Risikoprämie $E[\tilde{r}_Z]$ für die Übernahme einer Einheit bewertungsrelevanten Risikos. Dieser Ausdruck läßt sich als Risikoprämie für das durchschnittlich übernommene systematische Risiko interpretieren. Diese Komponente von $E[\tilde{r}_P]$ beruht nicht auf Informationsfähigkeiten des Portfeuillemanagers; auch ein uninformierter Investor, der ein passives Portfeuille B mit den Anteilen x_{1B}, \dots, x_{NB} und einem bewertungsrelevanten Risiko von $b_B = \sum_{i=1}^N x_{iB}b_{iZ} = E[\tilde{w}_{N+1P}]$ hält, erzielt eine erwartete Überschußrendite in Höhe von $E[\tilde{w}_{N+1P}]E[\tilde{r}_Z]$.

Die zweite Komponente, der zweite Summand von (2.11), ist umso größer, je größer die Kovarianz zwischen dem bewertungsrelevanten Risiko des Portfeuillees und dem

⁴⁸Die letzte Umformung ergibt sich wie folgt: \tilde{w}_{N+1P} ist eine Funktion vom Timingsignal \tilde{m} , und \tilde{v}' ist unabhängig von \tilde{m} , so daß $\text{cov}[\tilde{w}_{N+1P}, \tilde{m} + \tilde{v}'] = \text{cov}[\tilde{w}_{N+1P}, \tilde{m}]$ gilt. Die expliziten Anteile \tilde{w}_{iP} ($i = 1, \dots, N$) sind eine Funktion des Selektionssignals \tilde{z}_i . Da \tilde{c}_i' für alle i unabhängig von \tilde{z}_i ist, gilt $\text{cov}[\tilde{w}_{iP}, \tilde{z}_i + \tilde{c}_i'] = \text{cov}[\tilde{w}_{iP}, \tilde{z}_i] \forall i$.

Timingsignal ist, d. h., je mehr der Portefeuillemanager auf positive (negative) gesamtmarktbezogene Signale mit Portefeuilleumschichtungen reagiert, die dazu führen, daß das Portefeuille ein höheres (geringeres) bewertungsrelevantes Risiko als im Durchschnitt aufweist. Da ein Fondsmanager dann und nur dann ein passives Portefeuille hält, wenn er keine Informationsfähigkeiten besitzt, ist jede Abweichung des zweiten Summanden von null zurückzuführen auf seine Timingfähigkeit. Der Ausdruck $\text{cov}[\tilde{w}_{N+1P}, \tilde{m}]$ wird dementsprechend als Timingkomponente TK_P der erwarteten Überschußrendite von P bezeichnet.

Für das beispielhafte Modell aus dem vorangehenden Kapitel läßt sich die Timingkomponente genauer spezifizieren. Entsprechend (2.9) ergibt sich $\text{TK}_P = \text{cov}[\tilde{w}_{N+1P}, \tilde{m}] = \text{var}[\tilde{m}] / (g \text{var}[\tilde{v}'])$. Je höher die Risikotoleranz, je geringer das nach dem Timingsignal verbleibende marktsegmentbezogene Restrisiko und je stärker das Timingsignal, desto stärker ist das Timing des Portefeuillemanagers und desto größer ist die Timingkomponente.

Die dritte Komponente, der dritte Summand von (2.11), ist umso größer, je größer die Kovarianzen zwischen den Selektionssignalen und den entsprechenden Portefeuilleanteilen sind, d. h., je mehr der Portefeuillemanager auf positive (negative) wertpapierspezifische Signale mit einer Übergewichtung (Untergewichtung) des betreffenden Wertpapiers im Vergleich zum durchschnittlichen Portefeuilleanteil dieses Wertpapiers reagiert (Selektion). Der Ausdruck $\sum_{i=1}^N \text{cov}[\tilde{w}_{iP}, \tilde{z}_i]$ gibt dementsprechend die Selektionskomponente SK_P der erwarteten Überschußrendite von P an.

Für das portefeuilletheoretische Modell des vorigen Kapitels gilt entsprechend (2.9) $\text{SK}_P = \sum_{i=1}^N \text{cov}[\tilde{w}_{iP}, \tilde{z}_i] = (1/g) \sum_{i=1}^N \text{var}[\tilde{z}_i] / \text{var}[\tilde{c}'_i]$. Je höher die Risikotoleranz, je geringer die nach den Selektionssignalen verbleibenden wertpapierspezifischen Risiken und je stärker die Selektionssignale, desto mehr reagiert der Portefeuillemanager mit Portefeuilleumschichtungen auf die Selektionssignale und desto größer ist die Selektionskomponente.

Abweichungen der Timing- und Selektionskomponente von null sind in dem dargestellten allgemeinen Modellrahmen notwendig und hinreichend für das Vorliegen von Informationsfähigkeiten, wenn der Fondsmanager das bewertungsrelevante Risiko des Fonds um so mehr erhöht, je positiver das Timingsignal ist, d. h., wenn $\partial w_{N+1P} / \partial m > 0$

für alle Realisationen des Timingsignals gilt.⁴⁹ Ließen sich die Timing- und die Selektionskomponente auf der Basis von öffentlichen Informationen berechnen, so wäre $\psi_P^* = \text{TK}_P + \text{SK}_P$ ein Performancemaß, das offenkundig die Eigenschaften (E1) und (E3) aufweist. Die öffentlich informierten Investoren können jedoch die Portfeuillestruktur und dementsprechend auch das bewertungsrelevante Risiko nicht beobachten, so daß sie ψ^* nicht ermitteln können.

Schreibt man (2.11) als

$$E[\tilde{r}_P] - E[\tilde{w}_{N+1P}]E[\tilde{r}_Z] = \text{cov}[\tilde{w}_{N+1P}, \tilde{m}] + \sum_{i=1}^N \text{cov}[\tilde{w}_{iP}, \tilde{z}_i] = \psi_P^*, \quad (2.12)$$

so ist die Begründung für die in der Einleitung gegebene Definition von Performance ersichtlich. Die Summe aus Timing- und Selektionskomponente ergibt sich als $E[\tilde{r}_P] - E[\tilde{w}_{N+1P}]E[\tilde{r}_Z]$, d. h. als Differenz der erwarteten Überschußrendite des Portfeuillees und der erwarteten Überschußrendite eines Benchmarks mit gleichem (erwarteten) bewertungsrelevanten Risiko. Gleichung (2.12) bildet die Grundlage für alle Verfahren der Performancemessung, die die Performance eines Portfeuillees über den Vergleich mit einem risikoadjustierten Benchmark ermitteln.

Der dargestellte Modellrahmen hinsichtlich Kapitalmarkt, Informationsfähigkeiten und aktivem Portfeuillemanagement bildet die Basis für die Analyse von Performancemaßen. Im folgenden Kapitel werden die klassischen Performancemaße erläutert. Es wird analysiert, inwiefern diese Maße die dargestellten wünschenswerten Eigenschaften aufweisen.

⁴⁹Vgl. Grinblatt/Titman (1989b), S. 407 ff.

Kapitel 3

Klassische Performancemessung

In der finanzwirtschaftlichen Literatur werden eine Vielzahl alternativer Performance-maße vorgeschlagen. Ein Überblick über diese Maße findet sich z. B. bei Shukla/Trzcinka (1992) und Grinblatt/Titman (1995). Das folgende Kapitel beschäftigt sich mit den klassischen Performancemaßen – Sharpe-Ratio, Treynor-Ratio, Jensens Alpha und Treynor-Black-Appraisal-Ratio –, die auf dem (μ, σ) -Prinzip beruhen. Aufbauend auf einer allgemeinen Einführung im Kapitel 3.1 werden diese Maße in den Kapiteln 3.2–3.5 dargestellt. In diesem Zusammenhang wird eine Modifikation der Treynor-Black-Appraisal-Ratio vorgeschlagen. Anhand der modifizierten Appraisal-Ratio sind Aussagen zur Rangfolge der Vorteilhaftigkeit von Fonds auch dann möglich, wenn sich die Anlagen in die Fonds nicht gegenseitig ausschließen.

Die klassischen Performancemaße auf der Basis von Betas können zu erheblichen Fehlbeurteilungen der Performance führen, wenn das bewertungsrelevante Risiko der Fonds nicht konstant und der Benchmark nicht risikoeffizient ist. Kapitel 3.6 erläutert diese Timing- und Benchmark-Problematik bei der klassischen Performancemessung. Die Diskussion der Benchmark-Problematik verdeutlicht, unter welchen Bedingungen eine Berücksichtigung des Anlagestils bei der Performancemessung sinnvoll ist.

3.1 Allgemeines

Alle klassischen Performancemaße setzen die Standardannahmen (A1)–(A5) und (P1)–(P5) voraus. Des weiteren unterstellen die klassischen Maße implizit, daß die Portfeuillemanager keine Timingfähigkeit besitzen und daß die zu beurteilenden Fonds ($h = 1, \dots, H$) jeweils ein konstantes bewertungsrelevantes Risiko β_{hZ} aufweisen. Unter diesen Annahmen läßt sich Gleichung (2.6) umschreiben als $\tilde{r}_h = \beta_{hZ}\tilde{r}_Z + \sum_{i=1}^N \tilde{w}_{ih}\tilde{\epsilon}_i$. Definiert man

$$\tilde{\epsilon}_h = \sum_{i=1}^N \tilde{w}_{ih}\tilde{\epsilon}_i - E\left[\sum_{i=1}^N \tilde{w}_{ih}\tilde{\epsilon}_i\right] \quad \forall h, \quad (3.1)$$

so folgt unter Berücksichtigung von $SK_h = E\left[\sum_{i=1}^N \tilde{w}_{ih}\tilde{\epsilon}_i\right]$ das Regressionsmodell

$$\begin{aligned} \tilde{r}_h &= SK_h + \beta_{hZ}\tilde{r}_Z + \tilde{\epsilon}_h \quad \forall h, \\ E[\tilde{\epsilon}_h] &= 0 \quad \forall h, \quad \text{cov}[\tilde{r}_Z, \tilde{\epsilon}_h] = 0 \quad \forall h. \end{aligned} \quad (3.2)$$

Die klassischen Performancemaße beruhen auf dem (μ, σ) -Prinzip. Alle Aussagen, die die Performancemaße zur Vorteilhaftigkeit der Fonds treffen, gelten demnach nur für Investoren, die dem (μ, σ) -Prinzip folgen.¹ Im Rahmen der klassischen Performancemessung ist folglich Risikoeffizienz die Richtschnur für die Beurteilung der Vorteilhaftigkeit von Portfeuilleen.

3.2 Jensens Alpha

Jensen (1968, 1969) bestimmt die Performance eines Fonds P als Differenz der erwarteten Überschußrendite von P und einem risikoadjustierten Benchmark. Jensens Alpha, J_{PZ} , ist definiert als²

$$\begin{aligned} J_{PZ} &= E[\tilde{r}_P] - \beta_{PZ}E[\tilde{r}_Z], \\ \beta_{PZ} &= \frac{\text{cov}[\tilde{r}_P, \tilde{r}_Z]}{\text{var}[\tilde{r}_Z]}. \end{aligned} \quad (3.3)$$

¹Es soll explizit betont werden, daß die klassischen Maße nicht unterstellen, daß *alle* öffentlich informierten Investoren dem (μ, σ) -Prinzip folgen.

²In Jensen (1968, 1969) wird die Gültigkeit des CAPM unterstellt, so daß \tilde{r}_Z der Überschußrendite \tilde{r}_M des Marktportfeuillees entspricht und so daß $\beta_{PZ} = \beta_{PM} = \text{cov}[\tilde{r}_P, \tilde{r}_M]/\text{var}[\tilde{r}_M]$ gilt. Alle Aussagen des Originalmodells gelten jedoch auch für den hier verwendeten, allgemeineren Modellrahmen entsprechend Grinblatt/Titman (1989b), in dem Jensens Alpha auf der Basis eines nicht näher bestimmten risikoeffizienten Portfeuillees Z definiert ist.

Setzt man das Regressionsmodell (3.2) in die Definition des Jensen-Maßes ein, ergibt sich

$$J_{PZ} = SK_P. \quad (3.4)$$

In dem dargestellten Modellrahmen gibt Jensens Alpha genau die Selektionskomponente der Fondsrendite an.

Abbildung 3.1 erläutert das Jensen-Maß: Die Gerade $\overline{0Z}$ gibt alle $(E[\tilde{r}_P], \beta_{PZ})$ -Kombinationen wieder, die durch Kombination von risikoloser Anlage/Verschuldung und dem risikoeffizienten Portefeuille Z realisiert werden können. Liegt der zu beurteilende Fonds oberhalb dieser Geraden, so besitzt er eine höhere erwartete Rendite als ein Benchmarkportefeuille bestehend aus Z und risikoloser Anlage/Verschuldung mit gleichem systematischem Risiko. Das Jensen-Maß für den Fonds C , J_{CZ} , entspricht z. B. der Differenz zwischen der erwarteten Überschußrendite von C und der des Benchmarkportefeuilles Z_C^J ; in der Abbildung entspricht dies der Länge der Strecke $\overline{CZ_C^J}$. Das Benchmarkportefeuille Z_C^J weist dasselbe systematische Risiko wie C auf und besteht aus einem Anteil von β_{CZ} in Portefeuille Z und einem Anteil von $(1 - \beta_{CZ})$ in der risikolosen Anlagemöglichkeit.

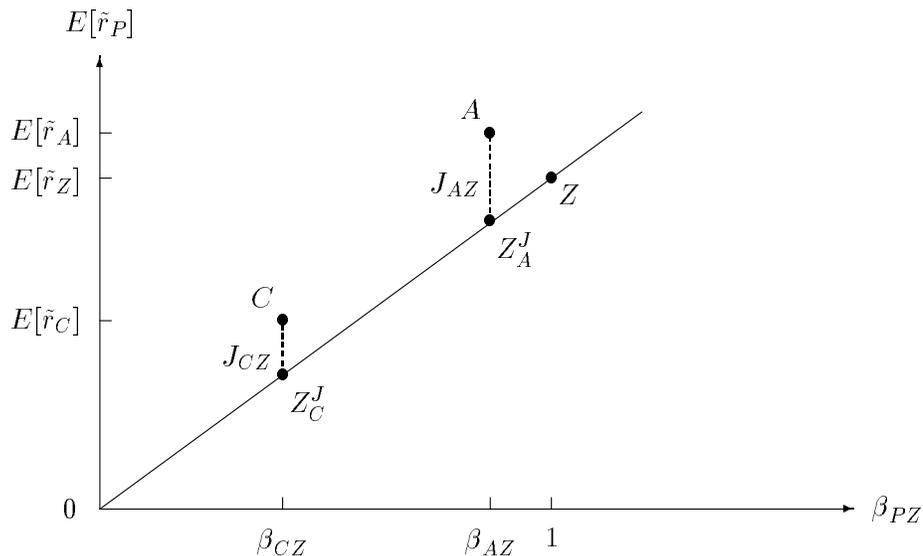


Abbildung 3.1: Jensens Alpha

Ein positives Jensen-Maß J_{PZ} ist in dem vorgestellten Modellrahmen notwendig und hinreichend für das Vorliegen von Selektionsfähigkeit des Fondsmanagers;³ das Jensen-

³Vgl. auch Grinblatt/Titman (1989b), S. 407 f. und Mayers/Rice (1979), S. 8 ff.

Maß besitzt also die Eigenschaft (E1). Aussagen zur Rangfolge der Informationsfähigkeiten lassen sich anhand Jensens Alpha nicht treffen.

Das Jensen-Maß ermöglicht zudem Aussagen zur Vorteilhaftigkeit von Fonds. Grinblatt/Titman (1989b) zeigen, daß sich das Jensen-Maß J_{PZ} als Grenzerwartungsnutzen eines öffentlich informierten Investors mit quadratischer Nutzenfunktion interpretieren läßt, der ausgehend von einem passiven Portefeuille bestehend aus Z und risikoloser Anlage/Verschuldung einen marginalen Anteil des Fonds P erwirbt und diesen Kauf durch den anteiligen Verkauf von Z finanziert.⁴ Nach Dybvig/Ross (1985a) ist es für jeden risikoscheuen Investor, der dem (μ, σ) -Prinzip folgt, im Vergleich zu einem Benchmarkportefeuille aus Z und risikoloser Anlage/Verschuldung vorteilhaft, einen positiven Anteil seines Vermögens in einen Fonds mit positivem Jensen-Maß anzulegen. Entsprechend ist es im Vergleich zum Benchmarkportefeuille vorteilhaft, einen Fonds leerzuverkaufen, wenn sein Jensen-Maß negativ ist.⁵

Ein Vergleich der Vorteilhaftigkeit mehrerer Fonds anhand der Rangfolge der Jensen-Maße ist nicht sinnvoll, da die Fonds in der Regel unterschiedliches systematisches und/oder unsystematisches Risiko aufweisen. Bei der Performancemessung mit dem Jensen-Maß erfolgt keine Risikoadjustierung zwischen den einzelnen Fonds, sondern nur eine Risikoadjustierung zwischen Fonds und Benchmark.

In dem Beispiel aus Abbildung 3.1 besitzen die Fondsmanager von A und C Selektionsfähigkeit. Jeder risikoscheue Investor, der dem (μ, σ) -Prinzip folgt, zieht ein Portefeuille aus Z , risikoloser Anlage/Verschuldung und A bzw. C einem Portefeuille vor, das ausschließlich aus Z und risikoloser Anlage/Verschuldung besteht. Aussagen darüber, ob der Investor A oder C vorzieht, wenn sich die beiden Fonds gegenseitig ausschließen, liefert das Jensen-Maß nicht.

Es ist zu betonen, daß die Anwendung des Jensen-Maßes nicht von der Beobachtbarkeit des Marktportefeuilles abhängt, wie von Roll (1978) kritisiert wird. Der hier verwendete Modellrahmen läßt entsprechend Annahme (A2) zu, daß bei der Performancemessung nicht der gesamte Kapitalmarkt, sondern nur ein Marktsegment betrachtet wird. Als Benchmark ist das hinsichtlich dieses Marktsegmentes risikoeffiziente Portefeuille Z zu verwenden.

⁴Vgl. Grinblatt/Titman (1989b), S. 406 f.

⁵Vgl. Dybvig/Ross (1985a), S. 410 ff. (insbesondere Theorem 5).

Zur ex-post-Beurteilung der Performance eines Portefeuilles P schlägt Jensen vor, J_{PZ} und β_{PZ} simultan über eine Zeitreihenregression der realisierten Überschußrenditen r_{Pt} ($t = 1, \dots, T$) von P auf die Überschußrenditen r_{It} eines Wertpapierindexes I zu schätzen.⁶ Basierend auf (3.2) wird das folgende Regressionsmodell unterstellt:⁷

$$\begin{aligned} \tilde{r}_{Pt} &= J_{PI} + \beta_{PI} \tilde{r}_{It} + \tilde{\epsilon}_{PIt} \quad \forall t, & (3.5) \\ E[\tilde{\epsilon}_{PIt}] &= 0 \quad \forall t, \quad \text{cov}[\tilde{r}_{It}, \tilde{\epsilon}_{PIt}] = 0 \quad \forall t, \\ \tilde{r}_{I1}, \dots, \tilde{r}_{IT} &\sim \text{i. i. d.}, \quad \tilde{\epsilon}_{PI1}, \dots, \tilde{\epsilon}_{PI T} \sim \text{i. i. d.} \end{aligned}$$

Werden J_{PI} und β_{PI} anhand der Kleinst-Quadrate-Methode geschätzt, folgt⁸

$$\hat{\beta}_{PI} = \frac{\sum_{t=1}^T (r_{It} - \bar{r}_I)(r_{Pt} - \bar{r}_P)}{\sum_{t=1}^T (r_{It} - \bar{r}_I)^2}, \quad (3.6)$$

$$\hat{J}_{PI} = \bar{r}_P - \hat{\beta}_{PI} \bar{r}_I, \quad (3.7)$$

mit $\bar{r}_P = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{Pt}$ und $\bar{r}_I = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{It}$. Das geschätzte Jensen-Maß \hat{J}_{PI} ergibt sich somit als Differenz der durchschnittlichen Überschußrendite von P und der durchschnittlichen Überschußrendite eines Benchmarkportefeuilles, das in jeder Periode mit einem Anteil von $\hat{\beta}_{PI}$ im Indexportefeuille I und einem Anteil von $(1 - \hat{\beta}_{PI})$ in der risikolosen Anlagemöglichkeit investiert ist. Besitzen die Portefeuilles I und Z dieselbe Struktur, so ist \hat{J}_{PI} eine erwartungstreue Schätzfunktion für die „wahre“ Performance $J_{PZ} = SK_P$. Sind die Überschußrendite des Indexes und der fondsspezifische Störterm eines Fonds multivariat normalverteilt,⁹ kann anhand eines t -Tests getestet werden, ob das Jensen-Maß von null abweicht.

⁶In dem hier verwendeten Modellrahmen ist der Index I ein Surrogat für das Portefeuille Z . Im Original von Jensen (1968, 1969) dient I als Surrogat für das Marktportefeuille.

⁷Die Parameter werden durch den Index I gekennzeichnet, da die Ausprägungen der Parameter von der Struktur von I abhängen. Nur wenn die Struktur von I der von Z gleicht, gilt $J_{PZ} = J_{PI}$ und $\beta_{PZ} = \beta_{PI}$. Vgl. auch Kapitel 3.6.2.

⁸Schätzfunktionen werden im folgenden immer durch ein Dach („ $\hat{}$ “) gekennzeichnet. Eine Schätzfunktion ist immer eine Zufallsvariable, da sie auf einer Stichprobe beruht, die selbst zufällig ist. Auf eine zusätzliche Kennzeichnung mit einer Tilde („ $\tilde{}$ “) wird jedoch verzichtet. Aus den ergänzenden Erläuterungen wird jeweils ersichtlich, ob die Zufallsvariable „Schätzfunktion“ oder die Realisation dieser Zufallsvariablen, der „Schätzwert“, gemeint ist.

⁹Vgl. Annahme (Z1).

3.3 Treynor-Ratio

Treynor (1965) mißt die Performance eines Portefeuilles als Risikoprämie pro Einheit übernommenes systematisches Risiko. Die Treynor-Ratio eines Fonds P basiert auf denselben Annahmen wie Jensens Alpha und ergibt sich als¹⁰

$$T_{PZ} = \frac{E[\tilde{r}_P]}{\beta_{PZ}}. \quad (3.8)$$

Ex post wird die Treynor-Ratio geschätzt über¹¹

$$\hat{T}_{PI} = \frac{\bar{r}_P}{\hat{\beta}_{PI}}. \quad (3.9)$$

Analog zu den Ausführungen zu Jensens Alpha ist zu beachten, daß $\hat{\beta}_{PI}$ nur dann eine erwartungstreue Schätzfunktion für β_{PZ} ist, wenn I und Z dieselbe Struktur besitzen.

Nach der Treynor-Ratio liegt positive Performance genau dann vor, wenn $T_{PZ} > T_{ZZ} = E[\tilde{r}_Z]$. In der Einschätzung, ob P positive Performance aufweist, stimmen Jensen- und Treynor-Maß für $\beta_{PZ} > 0$ überein, da für diesen Fall (3.8) äquivalent zu $J_{PZ} = \beta_{PZ}(T_{PZ} - T_{ZZ})$ ist. Dementsprechend weist die Treynor-Ratio wie das Jensen-Maß die Eigenschaft (E1) auf. Aussagen zur Rangfolge der Informationsfähigkeiten können auf der Basis der Treynor-Ratio nicht getroffen werden.

Abbildung 3.2 verdeutlicht die Idee der Treynor-Ratio: Die Punkte A , C und Z kennzeichnen erwartete Überschußrenditen und systematische Risiken der Fonds A und C sowie des Benchmarks Z . Die Geraden $\overline{0A}$, $\overline{0C}$ und $\overline{0Z}$ geben alle $(E[\tilde{r}_P], \beta_{PZ})$ -Kombinationen an, die durch Kombination des betreffenden Fonds mit risikoloser Anlage/Verschuldung erreicht werden können. Die Treynor-Ratios entsprechen den Steigungen dieser Geraden. Mit $T_{CZ} > T_{AZ} > T_{ZZ} = E[\tilde{r}_Z]$ gilt: Für jedes gegebene systematische Risiko gibt es ein Portefeuille aus C und risikoloser Anlage/Verschuldung, das eine höhere erwartete Überschußrendite als ein Portefeuille basierend auf A oder Z aufweist. Da A und C eine größere Treynor-Ratio als das Benchmarkportefeuille Z aufweisen, liegt jeweils positive Performance vor.

¹⁰In Treynor (1965) wird die Gültigkeit des CAPM unterstellt. Dementsprechend erfolgt die Risikoadjustierung anhand von β_{PM} .

¹¹Zu den Eigenschaften der Schätzfunktion \hat{T}_{PI} vgl. Jobson/Korkie (1981) in Verbindung mit Cadsby (1986). Statistische Tests auf der Basis der Treynor-Ratio haben keine große Macht (vgl. Jobson/Korkie (1981), S. 897 ff.). Auf eine Darstellung und Berechnung der Teststatistiken wird deshalb im folgenden verzichtet.

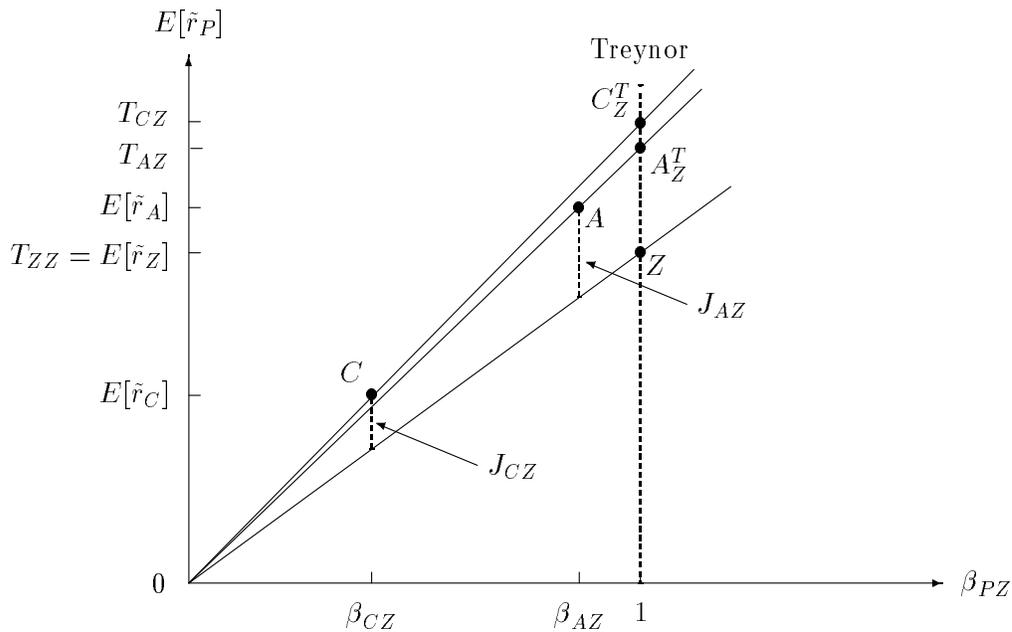


Abbildung 3.2: Treynor-Ratio

Im Gegensatz zum Jensen-Maß berücksichtigt die Treynor-Ratio, daß die Selektionskomponenten der zu beurteilenden Fonds bei unterschiedlichen systematischen Risiken erreicht werden können. Die Treynor-Ratio adjustiert alle zu beurteilenden Fonds auf das Risikoniveau von Z : Im Beispiel aus der Abbildung wird anstatt A implizit dasjenige Portefeuille aus A und risikoloser Verschuldung betrachtet (A_Z^T), das das gleiche systematische Risiko wie Z besitzt. Analog wird für Fonds C verfahren. Man erhält drei Portefeuilles – A_Z^T , C_Z^T und Z – mit gleichem systematischen Risiko. Die Treynor-Ratios von A , C und Z lassen sich als erwartete Renditen dieser „risikoadjustierten“ Portefeuilles interpretieren.

Eine Risikoadjustierung anhand des unsystematischen Risikos wird dagegen bei der Performancemessung mit der Treynor-Ratio nicht durchgeführt. Es wird nicht berücksichtigt, daß die Selektionskomponenten der zu beurteilenden Fonds eventuell bei unterschiedlichen unsystematischen Risiken erreicht werden. Für die Fonds A und C aus der Abbildung ist es z. B. möglich, daß $\text{var}[\tilde{\epsilon}_C] > \text{var}[\tilde{\epsilon}_A]$ gilt. In dieser Konstellation führt die über Verschuldung finanzierte Anlage eines bestimmten Geldbetrages in C_Z^T im Vergleich zu A_Z^T zu einer höheren erwarteten Rendite des Gesamtvermögens. Allerdings ist das Gesamtrisiko des Portefeuilles beim Kauf von C_Z^T ebenfalls höher als beim Kauf von A_Z^T .

Dementsprechend wählt nicht jeder Investor unabhängig von seiner Risikotoleranz den Fonds C , wenn sich A und C gegenseitig ausschließen. Aussagen über die Rangfolge der Vorteilhaftigkeit von Fonds lassen sich demnach auch anhand der Treynor-Ratio im allgemeinen nicht treffen.¹² Das Aufstellen einer Rangfolge ist nur in dem Spezialfall portfeuilletheoretisch fundiert, daß das unsystematische Risiko für alle zu beurteilenden Fonds gleich hoch ist. In allen anderen Fällen läßt die Treynor-Ratio keine weitergehenden Aussagen zur Vorteilhaftigkeit der Fonds und zu den Informationsfähigkeiten der Fondsmanager zu als das Jensen-Maß.

3.4 Treynor/Black-Appraisal-Ratio

3.4.1 Grundlagen

Die Treynor-Black-Appraisal-Ratio¹³ (Appraisal-Ratio) basiert genau wie Jensens Alpha und die Treynor-Ratio auf einer Risikoadjustierung anhand des systematischen Risikos der zu beurteilenden Portefeuilles. Darüber hinaus berücksichtigt diese Kennzahl aber, daß unsystematisches Risiko auftritt, wenn die Struktur des Fonds von der Struktur des auf der Basis öffentlicher Informationen optimalen passiven Portefeuilles abweicht. Die Appraisal-Ratio vergibt einen um so größeren „Malus“ für einen Fonds, je größer das unsystematische Risiko ist, das der Fonds aufweist.

Die Appraisal-Ratio A_{PZ} eines Fonds P ist definiert als

$$A_{PZ} = \frac{J_{PZ}}{\sigma[\tilde{\epsilon}_P]}, \quad (3.10)$$

wobei $\sigma[\cdot]$ die Standardabweichung einer Zufallsvariablen bezeichnet. Ex post wird die Appraisal-Ratio von P geschätzt über

$$\hat{A}_{PI} = \frac{\hat{J}_{PI}}{\hat{\sigma}[\tilde{\epsilon}_{PI}]}, \quad (3.11)$$

mit $\hat{\sigma}[\tilde{\epsilon}_{PI}] = \left(\frac{1}{T-2} \sum_{t=1}^T [r_{Pt} - (\hat{J}_{PI} + \hat{\beta}_{PI} r_{It})]^2 \right)^{0,5}$.

Die Appraisal-Ratio unterstellt dieselben Annahmen wie Jensens Alpha und die Treynor-Ratio. Sie ist genau dann positiv, wenn das Jensen-Maß positiv ist, d. h. vom Vorzeichen

¹²In der Literatur findet sich dagegen häufig die Aussage, daß das Aufstellen einer Rangfolge möglich ist. Vgl. z. B. Wittrock (1996), S. 79 f.

¹³Vgl. Treynor/Black (1973).

der Appraisal-Ratio läßt sich eindeutig auf das Vorhandensein von Selektionsfähigkeit schließen (Eigenschaft (E1)), und es lassen sich Aussagen über die Vorteilhaftigkeit des Fonds gegenüber dem Benchmark treffen.

Des weiteren sind auf der Basis der Appraisal-Ratio auch Aussagen zur Rangfolge der Informationsfähigkeiten der Fondsmanager möglich. Connor/Korajczyk (1986) zeigen, daß die Appraisal-Ratio die Eigenschaft (E2) besitzt, wenn alle Investoren konstante absolute Risikoaversion besitzen und die Selektionssignale multivariat normalverteilt sind: Weist Fonds h_1 eine höhere Appraisal-Ratio als h_2 auf, sind alle Investoren bereit, für die Informationen des Fondsmanagers von h_1 einen höheren Preis zu bezahlen als für die des Fondsmanagers von h_2 .¹⁴

Anhand der Appraisal-Ratios der zu beurteilenden Investmentfonds sind zudem Aussagen über die Rangfolge der Vorteilhaftigkeit der Fonds möglich. Um solche Aussagen treffen zu können, wird zusätzlich zu den üblichen Annahmen der klassischen Performancemessung das folgende portfeuilletheoretische Modell unterstellt:¹⁵ Der Investor folgt dem (μ, σ) -Prinzip. Folglich ist sein Anfangsvermögen V_0 in einem passiven Portfeuille bestehend aus risikoloser Anlage/Verschuldung und einem riskanten Portfeuille S angelegt, das hinsichtlich aller N' originären Zahlungsansprüche risikoeffizient ist¹⁶ und das die Überschußrendite \tilde{r}_S abwirft. Der Investor erwägt, Anteilscheine der Investmentfonds h ($h = 1, \dots, H$) zu erwerben, die nur in das betrachtete Marktsegment investieren. Die Finanzierung der Anteilscheine soll über Leerverkäufe von Portfeuille aus Z und risikoloser Anlage/Verschuldung erfolgen, die jeweils dasselbe systematische Risiko wie die Fonds aufweisen.¹⁷ Da die fondsspezifischen Risiken $\tilde{\epsilon}_h$ jeweils eine Funktion der privaten Informationen des Portfeuillemanagers sind und von dessen spezifischer Umsetzung der Informationen abhängen, ist die Annahme vertretbar, daß (approximativ) $\text{cov}[\tilde{r}_S, \tilde{\epsilon}_h] = \text{cov}[\tilde{\epsilon}_h, \tilde{\epsilon}_j] = 0$ $j, h = 1, \dots, H; j \neq h$ gilt.¹⁸

Mit den Entscheidungsvariablen x_{hV} und x_{SV} als Anteilen des Vermögens, die in die Fonds h bzw. das Portfeuille S anzulegen sind, ergibt sich die Überschußrendite \tilde{r}_V

¹⁴Vgl. Connor/Korajczyk (1986), S. 379 f. (insbesondere Theorem 4).

¹⁵Ähnlich bei Sharpe (1994), S. 56 f.

¹⁶Für den Fall, daß nicht nur ein Marktsegment, sondern der gesamte Kapitalmarkt betrachtet wird ($N = N'$), ist S eine Mischung aus Portfeuille Z und risikoloser Anlage/Verschuldung.

¹⁷Es läßt sich zeigen, daß diese Finanzierungsvorschrift nicht zu einem suboptimalen Portfeuille führt.

¹⁸Vgl. Sharpe (1994), S. 56 f. Vgl. aber auch Fußnote 43 aus Kapitel 2.3.3.1.

des Vermögens des Investors als

$$\begin{aligned}
\tilde{r}_V &= x_{SV}\tilde{r}_S + \sum_{h=1}^H x_{hV}[\tilde{r}_h - \beta_{hZ}\tilde{r}_Z] \\
&= x_{SV}\tilde{r}_S + \sum_{h=1}^H x_{hV}[\text{SK}_h + \beta_{hZ}\tilde{r}_Z + \tilde{\epsilon}_h - (\beta_{hZ}\tilde{r}_Z)] \\
&= x_{SV}\tilde{r}_S + \sum_{h=1}^H x_{hV}(\text{SK}_h + \tilde{\epsilon}_h).
\end{aligned} \tag{3.12}$$

Erwartungswert und Varianz von \tilde{r}_V ergeben sich als

$$E[\tilde{r}_V] = x_{SV}E[\tilde{r}_S] + \sum_{h=1}^H x_{hV}\text{SK}_h, \tag{3.13}$$

$$\text{var}[\tilde{r}_V] = x_{SV}^2\text{var}[\tilde{r}_S] + \sum_{h=1}^H x_{hV}^2\text{var}[\tilde{\epsilon}_h]. \tag{3.14}$$

Um die risikoeffizienten Portefeuilles zu bestimmen, wird die Varianz von \tilde{r}_V bei gegebenem Erwartungswert über einen Lagrangeansatz minimiert. Man erhält

$$x_{hV}^* = \frac{\text{SK}_h}{c^*\text{var}[\tilde{\epsilon}_h]} \quad \forall h, \quad x_{SV}^* = \frac{E[\tilde{r}_S]}{c^*\text{var}[\tilde{r}_S]}, \tag{3.15}$$

als Lösungen des Minimierungsproblems. $2/c^* > 0$ entspricht dem Lagrangemultiplikator, wobei sich hinter c^* die Risikotoleranz des Investors verbirgt.

Das Ergebnis zeigt, daß jeder risikoscheue Investor *ceteris paribus* um so mehr in den Investmentfonds h anlegt, je größer die Selektionskomponente des Fonds, je geringer das unsystematische Risiko des Fonds und je höher die Risikotoleranz des Investors ist. Der in einen Fonds anzulegende Anteil ist unabhängig von der Risikotoleranz des Investors genau dann positiv, wenn die Selektionskomponente des Fonds bzw. Jensens Alpha positiv ist.

Treynor/Black (1973) bewerten das Portefeuille V eines Investors anhand der Funktion¹⁹

$$\Phi_V^r = E[\tilde{r}_V]^2/\text{var}[\tilde{r}_V]. \tag{3.16}$$

¹⁹Vgl. Treynor/Black (1973), S. 74.

Setzt man (3.13)–(3.15) in diese Funktion ein, so folgt für alle risikoeffizienten Portefeuilles V^{*20}

$$\Phi_{V^*}^r = \frac{E[\tilde{r}_S]^2}{\text{var}[\tilde{r}_S]} + \sum_{h=1}^H A_{hZ}^2. \quad (3.17)$$

A_{hZ}^2 mißt den Zuwachs von Φ^r , der sich im Vergleich zu dem ursprünglichen Portefeuille des Investors ergibt, wenn der Investor auch einen Anteil seines Vermögens in den Fonds h anlegt.²¹ Da Φ^r die Risikoeffizienz des Portefeuilles mißt,²² läßt sich A_{hZ}^2 als Maß für den „Zuwachs an Risikoeffizienz“ dieses Portefeuilles interpretieren, der durch die Hinzunahme von Fonds h verursacht ist.

Jeder risikoscheue, dem (μ, σ) -Prinzip folgende Investor wählt ein Portefeuille, das die Funktion aus (3.17) maximiert. Der erste Summand dieser Funktion nimmt unabhängig von der Entscheidung über die Fonds einen konstanten Wert an. Für den Fall, daß sich die Anlagen in die Fonds gegenseitig ausschließen, wählt folglich jeder Investor den Fonds mit der höchsten quadrierten Appraisal-Ratio. Anhand der Appraisal-Ratio lassen sich somit Aussagen über die Rangfolge der Vorteilhaftigkeit der Fonds für den Fall treffen, daß sich die Fonds gegenseitig ausschließen.

3.4.2 Modifizierte Appraisal-Ratio

Die klassischen Performancemaße ermöglichen mit Ausnahme der Appraisal-Ratio keine Aussagen zur Rangfolge der Vorteilhaftigkeit der Fonds. Die Appraisal-Ratio beschränkt sich auf den Fall, daß die Anlagen in die Fonds sich gegenseitig ausschließen.

Im folgenden wird ein Rangfolgekriterium für den Fall vorgeschlagen, daß sich die Anlagen in die Fonds nicht gegenseitig ausschließen. Es soll gelten: Fonds h_1 ist mit Bezug auf die Präferenzfunktionen Φ^q ($q = 1, \dots, Q$) vorteilhaft gegenüber einem anderen Fonds h_2 genau dann, wenn alle Investoren, die mit diesen Präferenzfunktionen planen, einen höheren Geldbetrag in Fonds h_1 als in Fonds h_2 anlegen.

²⁰Dies ergibt sich analog zu Treynor/Black (1973), S. 71 ff.

²¹Auf der Basis dieser Überlegung ist die Appraisal-Ratio in Treynor/Black (1973) als $(J_{PZ}/\sigma[\tilde{\epsilon}_P])^2$ definiert. Vgl. Treynor/Black (1973), S. 75. Üblicherweise verwenden empirische Untersuchungen jedoch die in (3.10) angegebene Definition.

²²Hinsichtlich Portefeuilles mit positiver Risikoprämie besitzt die Funktion Φ^r die folgende Eigenschaft: Der Funktionswert für risikoeffiziente Portefeuilles ist immer höher als der Funktionswert für risikoineffiziente Portefeuilles.

Rangfolgen über die Vorteilhaftigkeit des Fonds anhand der in die Fonds anzulegenden Geldbeträge zu ermitteln, erscheint aus der Sicht einer marktwertmaximierenden Kapitalanlagegesellschaft sinnvoll. Erfolgt z. B. die Entlohnung der Fondsmanager auf der Basis eines Maßes, das diese Rangfolge wiedergibt, setzt man Anreize für die Fondsmanager, die Mittelzuflüsse in die Investmentfonds der Kapitalanlagegesellschaft zu steigern. Höhere Mittelzuflüsse bedeuten für die Kapitalanlagegesellschaft höhere „Erträge“ aus Ausgabeaufschlägen und vereinnahmten Verwaltungsgebühren und somit tendenziell einen höheren Marktwert der Kapitalanlagegesellschaft.

Die folgende „modifizierte Appraisal-Ratio“ erlaubt Aussagen zur Rangfolge der in die Fonds anzulegenden Geldbeträge, die unabhängig von der Nutzenfunktion des dem (μ, σ) -Prinzip folgenden Investors sind:

$$A_{PZ}^+ = \frac{A_{PZ}}{\sigma[\tilde{\epsilon}_P]} = \frac{J_{PZ}}{\text{var}[\tilde{\epsilon}_P]}, \quad (3.18)$$

bzw. ex post

$$\hat{A}_{PI}^+ = \frac{\hat{J}_{PI}}{\hat{\sigma}[\tilde{\epsilon}_{PI}]^2}. \quad (3.19)$$

mit P als zu beurteilendem Investmentfonds. Durch den Vergleich mit (3.15) wird deutlich, daß in dem portfeuilletheoretischen Modell aus dem vorigen Kapitel jeder risikoscheue Investor, der dem (μ, σ) -Prinzip folgt, einen um so höheren Geldbetrag in einen Fonds anlegt, je größer dessen modifizierte Appraisal-Ratio ist. In diesem Modell gibt die Rangfolge der modifizierten Appraisal-Ratios folglich die Rangfolge der Vorteilhaftigkeit der Fonds an.

Des weiteren besitzt die modifizierte Appraisal-Ratio folgende Eigenschaften: Über die Interpretation als „Geldbetrag“ erscheint sie leichter kommunizierbar als andere Performancemaße. Da $\text{var}[\tilde{\epsilon}_P] > 0$ gilt, läßt sich anhand des Vorzeichens von A_{PZ}^+ analog zu den Überlegungen zum Jensen-Maß auf die Selektionsfähigkeit des Fondsmanagers (Eigenschaft (E1)) und die Vorteilhaftigkeit des Fonds gegenüber Benchmark Z schließen. Die modifizierte Appraisal-Ratio berücksichtigt zudem die Diversifikationsfähigkeit des Fondsmanagers, indem sie durch die Division durch $\text{var}[\tilde{\epsilon}_P]$ einen um so größeren Malus vergibt, je höher das unsystematische Risiko ist, das der Fondsmanager im Zuge der Umsetzung seiner Selektionssignale erzeugt.

3.5 Sharpe-Ratio

Die Sharpe-Ratio eines Portefeuilles ist definiert als Risikoprämie des Portefeuilles pro Einheit übernommenes Gesamtrisiko. Das Gesamtrisiko wird durch die Standardabweichung der Überschußrendite des Portefeuilles gemessen. Ex ante ergibt sich die Sharpe-Ratio eines Fonds P als²³

$$S_P = \frac{E[\tilde{r}_P]}{\sigma[\tilde{r}_P]}. \quad (3.20)$$

Je größer die Sharpe-Ratio, desto größer ist die Performance des betrachteten Investmentfonds. Positive Performance liegt vor, wenn die Sharpe-Ratio des Fonds größer als die Sharpe-Ratio eines Benchmarks ist. In diesem Zusammenhang ist zu beachten, daß die Sharpe-Ratio – im Gegensatz zu den bisher dargestellten Performancemaßen – nicht in Abhängigkeit eines bestimmten Benchmarks definiert ist.

Ex post wird die Sharpe-Ratio des Fonds P ermittelt als

$$\hat{S}_P = \frac{\bar{r}_P}{\hat{\sigma}[\tilde{r}_P]}, \quad (3.21)$$

mit $\hat{\sigma}[\tilde{r}_P] = \left[\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (r_{Pt} - \bar{r}_P)^2 \right]^{0,5}$ als Stichproben-Standardabweichung der Überschußrendite.²⁴

Abbildung 3.3 erleichtert die Interpretation: Die Sharpe-Ratios der Fonds A und C sowie des Benchmarks Z lassen sich als Steigungen der Geraden $\overline{0A}$, $\overline{0C}$ bzw. $\overline{0Z}$ interpretieren. Die Punkte auf diesen Geraden entsprechen realisierbaren $(E[\tilde{r}_P], \sigma[\tilde{r}_P])$ -Kombinationen von Portefeuilles aus risikoloser Anlage/Verschuldung und A oder C oder Z . Die Sharpe-Ratio ist folglich ein Maß für die Risikoeffizienz bzw. Risikoineffizienz eines Portefeuilles. Die Portefeuilles, die zu den (μ, σ) -Kombinationen auf den Geraden $\overline{0A}$ und $\overline{0C}$ führen, sind jeweils risikoineffizient gegenüber einigen Portefeuilles auf $\overline{0Z}$. Die Fonds A und C weisen negative Performance im Vergleich zu Z auf.

Modigliani/Modigliani (1997) schlagen vor, die Sharpe-Ratios der Fonds nicht auf eine Einheit Gesamtrisiko, sondern auf das Risikoniveau $\sigma[\tilde{r}_B]$ eines Benchmarks B zu standardisieren. Die Sharpe-Ratio in der Formulierung von Modigliani/Modigliani ergibt

²³Vgl. Sharpe (1966). In Sharpe (1994) wird die Definition der Sharpe-Ratio verallgemeinert auf $S_{PB} = E[\tilde{R}_P - \tilde{R}_B] / \sigma[\tilde{R}_P - \tilde{R}_B]$ mit \tilde{R}_B als Rendite eines Benchmarks B . Dieser Ausdruck entspricht allerdings eher der Treynor-Black-Appraisal-Ratio, so daß im folgenden von der Originaldefinition (3.20) ausgegangen wird.

²⁴ \hat{S}_P ist keine erwartungstreue Schätzfunktion für S_P (Vgl. Miller/Gehr (1978)). Jobson/Korkie (1981) zeigen, daß $\hat{S}_P^* = \hat{S}_P T / (T + 0,75)$ asymptotisch erwartungstreu ist.

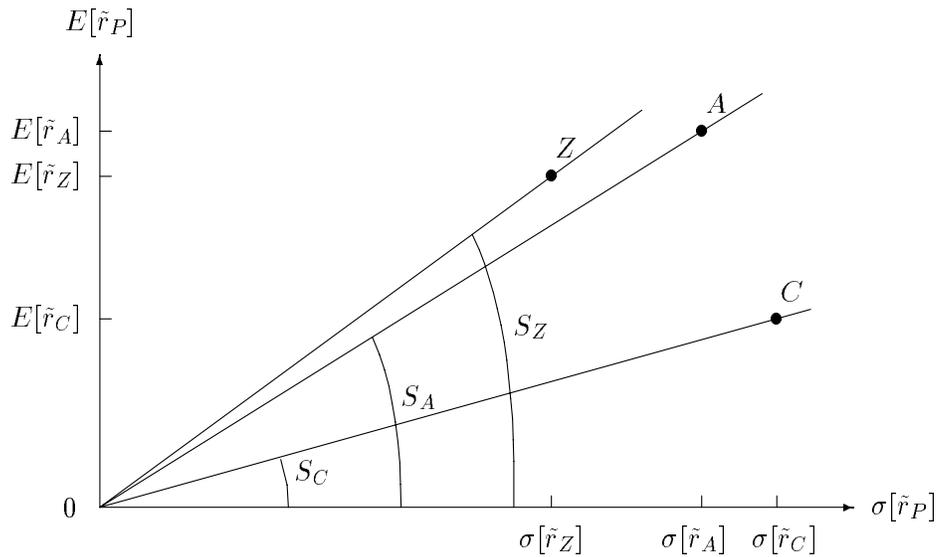


Abbildung 3.3: Sharpe-Ratio

sich für das Portefeuille P als

$$S_{PB}^m = S_P \sigma[\tilde{r}_B]. \quad (3.22)$$

Die Sharpe-Ratio in der Formulierung von Modigliani/Modigliani gibt die erwartete Überschußrendite eines Portefeuilles an, das aus dem zu beurteilenden Fonds und aus risikoloser Anlage/Verschuldung besteht und das die gleiche Standardabweichung der Überschußrendite wie ein vorzugebender Benchmark aufweist. Die Darstellung der Sharpe-Ratio als erwartete Rendite eines „risikoadjustierten Portefeuilles“ soll die Kommunizierbarkeit der risikoadjustierten Performancemessung erhöhen.²⁵ Die sich für die Sharpe-Ratio in der Formulierung von Modigliani/Modigliani ergebende Rangfolge der Fonds ist unabhängig von der Wahl des Benchmarks. Sie gleicht der Rangfolge, die sich auf der Basis des klassischen Sharpe-Maßes ergibt.

Abbildung 3.4 verdeutlicht die dem Performancemaß zugrundeliegende Idee für den Fall, daß Z als Benchmark dient: Es wird ein Portefeuille A_Z^* aus A und risikoloser Anlage/Verschuldung konstruiert, das dieselbe Standardabweichung der Überschußrendite wie Z aufweist. Entsprechend wird für C ein Portefeuille C_Z^* konstruiert. A_Z^* und C_Z^* weisen folglich eine gleich hohe Standardabweichung der Überschußrendite auf. Folglich kann über den Vergleich der erwarteten Renditen auf die Risikoineffizienz

²⁵Vgl. Modigliani/Modigliani (1997), S. 48.

sind die Sharpe-Ratios der Fonds A und C jeweils kleiner als die Sharpe-Ratio von Z : Die Vorteile aus der Selektionsfähigkeit werden durch die (aus der Sicht der öffentlich informierten Investoren) verschlechterte Diversifikation überkompensiert.

Umgekehrt ist dagegen ein Sharpe-Maß, das größer als das von Z ist, hinreichend für das Vorhandensein von Selektionsfähigkeit:²⁷ Angenommen, es gilt $S_P > S_Z$. Dies ist äquivalent zu $S_{P_Z^*} > S_Z$, mit P_Z^* als dem Portefeuille, das aus dem Fonds P und aus risikoloser Anlage/Verschuldung besteht und für das $\sigma[\tilde{r}_{P_Z^*}] = (\beta_{P_Z^* Z}^2 \text{var}[\tilde{r}_Z] + \text{var}[\tilde{\epsilon}_{P_Z^*}])^{0,5} = \sigma[\tilde{r}_Z]$ gilt. Da die Struktur von P_Z^* sich aufgrund der Umsetzung der Selektionssignale von der Struktur von Z unterscheidet, ist $\text{var}[\tilde{\epsilon}_{P_Z^*}]$ größer als null, so daß $\beta_{P_Z^* Z} < 1$ gelten muß. Unter Berücksichtigung von (3.2) läßt sich äquivalent zu $S_P > S_Z$ schreiben:

$$\begin{aligned} S_{P_Z^*}^m &> E[\tilde{r}_Z] \\ \Leftrightarrow E[\tilde{r}_{P_Z^*}] &> E[\tilde{r}_Z] \\ \Leftrightarrow \text{SK}_{P_Z^*} + \beta_{P_Z^* Z} E[\tilde{r}_Z] &> E[\tilde{r}_Z] \\ \Leftrightarrow \text{SK}_{P_Z^*} &> (1 - \beta_{P_Z^*}) E[\tilde{r}_Z]. \end{aligned} \quad (3.23)$$

Es gilt $E[\tilde{r}_{P_Z^*}] = E[c\tilde{r}_P]$, mit $c > 0$ als Konstante, und entsprechend $\text{SK}_{P_Z^*} = c\text{SK}_P$. (3.23) ist damit äquivalent zu

$$\text{SK}_P > \underbrace{\left(\frac{1 - \beta_{P_Z^*}}{c} \right)}_{>0} \underbrace{E[\tilde{r}_Z]}_{>0}. \quad (3.24)$$

Letzteres impliziert $\text{SK}_P > 0$ und aufgrund von (3.4) $J_{PZ} > 0$.²⁸ Weist ein Investmentfonds eine höhere Sharpe-Ratio als der risikoeffiziente Benchmark für das betrachtete Marktsegment auf, so besitzt der Fondsmanager Selektionsfähigkeit und der Fonds weist ein positives Jensen-Maß auf. Für jeden risikoscheuen Investor, der dem (μ, σ) -Prinzip folgt, ist es folglich – ausgehend von einem Portefeuille bestehend aus Z und risikoloser Anlage/Verschuldung – vorteilhaft, zumindest einen Teil seines Vermögens in den Fonds P anzulegen. Da das Vorliegen von Selektionsfähigkeit jedoch nicht hinreichend für positive Performance ist, erfüllt die Sharpe-Ratio Eigenschaft (E1) nicht.

²⁷Vgl. Dybvig/Ross (1985a), S. 404 f.

²⁸Vgl. auch Dybvig/Ross (1985a), S. 404 (Theorem 1). Es ist zu beachten, daß diese Implikation ex post nur für Zeiträume gilt, in denen $\bar{r}_Z > 0$ ist.

Anhand der Rangfolge der Sharpe-Ratios läßt sich im allgemeinen nicht auf die Rangfolge der Vorteilhaftigkeit der Fonds schließen. Da in der Regel ein Teil des Risikos eines Fonds aufgrund des stochastischen Zusammenhangs mit dem sonstigen Vermögen des Investors wegdiversifiziert wird, beurteilt der Investor das Risiko eines Fonds nicht anhand des isolierten Risikos, sondern anhand des Beitrags des Fonds zum Risiko aus dem gesamten Vermögen des Investors. Dieser Risikobeitrag wird vor allem durch die Kovarianz zwischen der Fondsrendite und der Rendite des sonstigen Vermögens determiniert. Unterscheiden sich diese Kovarianzen für zwei Fonds h_1 und h_2 , so ist es möglich, daß ein risikoscheuer Investor – für den Fall, daß sich die Anlagen in die Fonds gegenseitig ausschließen – Fonds h_1 gegenüber h_2 vorzieht, obwohl $S_{h_1} < S_{h_2}$ gilt.²⁹

Die Unterschiede zwischen dem Sharpe-Maß und dem Treynor-Maß, das die Risikoadjustierung ausschließlich am systematischen Risiko des Fonds vornimmt, lassen sich an dem folgenden Zusammenhang verdeutlichen ($h = 1, \dots, H$):

$$T_{hZ} = \frac{E[\tilde{r}_h]}{\beta_{hZ}} = \frac{E[\tilde{r}_h]\sigma[\tilde{r}_Z]}{\sigma[\tilde{r}_h]\text{corr}[\tilde{r}_h, \tilde{r}_Z]} = S_h \frac{\sigma[\tilde{r}_Z]}{\text{corr}[\tilde{r}_h, \tilde{r}_Z]}. \quad (3.25)$$

Sind die Fonds unterschiedlich gut diversifiziert, d. h., sind die Korrelationen $\text{corr}[\tilde{r}_h, \tilde{r}_Z]$ für die betrachteten Fonds unterschiedlich hoch, unterscheiden sich die Performancewerte nach Sharpe- und Treynor-Ratio. Sind dagegen alle Fonds sehr gut diversifiziert, d. h. gilt $\text{corr}[\tilde{r}_h, \tilde{r}_Z] \approx +1 \forall h$, ergibt sich $T_{hZ} \approx S_h \sigma[\tilde{r}_Z] = S_{hZ}^m \forall h$.

Die Fonds A und C aus den Abbildungen 3.2 und 3.3 sind demnach nicht perfekt diversifiziert und weisen unterschiedliche Korrelationen mit der Rendite des Benchmarks Z auf. Fonds C besitzt – bei höherem Gesamtrisiko – weniger systematisches Risiko als A : es gilt $\text{corr}[\tilde{r}_C, \tilde{r}_Z] < \text{corr}[\tilde{r}_A, \tilde{r}_Z]$. In diesem Beispiel kann von den Sharpe-Ratios weder auf die Vorteilhaftigkeit der Fonds noch auf die Informationsfähigkeiten der Fondsmanager geschlossen werden.

²⁹Ein Beispiel läßt sich analog zu den üblicherweise angeführten Beispielen auf der Basis von Sachinvestitionsprojekten konstruieren. Für ein solches Beispiel vgl. z. B. Franke/Hax (1999), S. 268 f.

3.6 Probleme der klassischen Performancemessung

Bei Gültigkeit der Modellvoraussetzungen läßt sich von Jensen- und Treynor-Maß sowie den Appraisal-Ratios auf die Selektionsfähigkeit des Fondsmanagers und die Vorteilhaftigkeit der Fonds gegenüber dem Benchmark schließen. Das Aufstellen von Rangfolgen über die Selektionsfähigkeiten der Fondsmanager und die Vorteilhaftigkeit der Fonds ist mit der Appraisal-Ratio bzw. der modifizierten Appraisal-Ratio möglich. Die Sharpe-Ratio erlaubt Aussagen zu den Selektionsfähigkeiten der Fondsmanager und der Vorteilhaftigkeit der Fonds, wenn die Sharpe-Ratio des Fonds größer als die Sharpe-Ratio des risikoeffizienten Portefeuilles ist.

Die klassische Performancemessung bringt jedoch erhebliche Probleme mit sich, wenn das bewertungsrelevante Risiko der zu beurteilenden Fonds nicht konstant ist („Timing-Problematik“) und wenn der bei der Schätzung der Performancemaße verwendete Index I nicht risikoeffizient hinsichtlich des betrachteten Marktsegmentes ist („Benchmark-Problematik“).

3.6.1 Timing-Problematik

Jensen-Maß, Treynor-Ratio und Appraisal-Ratio führen zu einer Fehlbeurteilung der Performance, wenn der Fondsmanager das systematische Risiko des Fonds in Reaktion auf seine Timinginformationen anpaßt. Diese „Timing-Verzerrung“ wird dadurch verursacht, daß die Risikoadjustierung bei den genannten Performancemaßen auf der Basis des systematischen Risikos β_{PZ} aus der Sicht der öffentlich informierten Investoren erfolgt. Wie Gleichung (2.11) verdeutlicht, muß eine korrekte Risikoadjustierung jedoch am Erwartungswert des systematischen Risikos, $E[\tilde{w}_{N+1P}]$, erfolgen. Diese Größe kann der öffentlich informierte Investor nicht beobachten. Eine Timing-Verzerrung bei der Performancemessung tritt immer dann auf, wenn β_{PZ} von $E[\tilde{w}_{N+1P}]$ abweicht.³⁰

Für Jensens Alpha lassen sich diese Überlegungen wie folgt formalisieren: Wird Glei-

³⁰Zur theoretischen Diskussion der Timing-Problematik vgl. Jensen (1972), Dybvig/Ross (1985b), Admati/Ross (1985), Admati/Bhattacharya/Pfleiderer/Ross (1986) und Grinblatt/Titman (1989b). Die folgenden Ausführungen basieren auf Grinblatt/Titman (1989b).

chung (2.11) in die Definition (3.3) des Jensen-Maßes eingesetzt, ergibt sich³¹

$$J_{PZ} = \underbrace{(E[\tilde{w}_{N+1P}] - \beta_{PZ})E[\tilde{r}_Z]}_{\text{Timing-Verzerrung}} + \text{TK}_P + \text{SK}_P. \quad (3.26)$$

Das Jensen-Maß läßt sich in drei Komponenten zerlegen: Timingkomponente, Selektionskomponente und Timing-Verzerrung. Gilt $\beta_{PZ} \neq E[\tilde{w}_{N+1P}]$, gibt das Jensen-Maß nicht die Summe aus Timing- und Selektionskomponente an.

Um den Stellenwert der Timing-Problematik zu beurteilen, ist der Zusammenhang zwischen β_{PZ} und $E[\tilde{w}_{N+1P}]$ zu ermitteln. Es wird unterstellt, daß der Fondsmanager Timingfähigkeit, aber keine Selektionsfähigkeit besitzt. Die Anpassung des systematischen Risikos des Fonds in Reaktion auf das Timingsignal \tilde{m} soll sich anhand der Funktion $f(\tilde{m}) = \tilde{w}_{N+1P} - E[\tilde{w}_{N+1P}]$ beschreiben lassen, mit f als streng monoton steigender Funktion, die punktsymmetrisch zum Ursprung ist.³²

Unter diesen Voraussetzungen ermitteln die öffentlich informierten Investoren das unbedingte systematische Risiko des Fonds als³³

$$\begin{aligned} \beta_{PZ} &= \frac{\text{cov}[\tilde{r}_P, \tilde{r}_Z]}{\text{var}[\tilde{r}_Z]} = \frac{\text{cov}[(E[\tilde{w}_{N+1P}] + f(\tilde{m}))\tilde{r}_Z, \tilde{r}_Z]}{\text{var}[\tilde{r}_Z]} \\ &= E[\tilde{w}_{N+1P}] + \frac{\text{cov}[f(\tilde{m})E[\tilde{r}_Z], \tilde{r}_Z]}{\text{var}[\tilde{r}_Z]} + \frac{\text{cov}[f(\tilde{m})(\tilde{r}_Z - E[\tilde{r}_Z]), \tilde{r}_Z]}{\text{var}[\tilde{r}_Z]} \\ &= E[\tilde{w}_{N+1P}] + \frac{E[\tilde{r}_Z]\text{cov}[f(\tilde{m}), \tilde{r}_Z]}{\text{var}[\tilde{r}_Z]} \\ &\quad + \frac{E[f(\tilde{m})\tilde{m}^2] + 2E[f(\tilde{m})\tilde{m}\tilde{v}'] + E[f(\tilde{m})\tilde{v}'^2]}{\text{var}[\tilde{r}_Z]}. \end{aligned}$$

Da \tilde{m} und \tilde{v}' unabhängig sind und $f(\tilde{m})$ punktsymmetrisch um den Nullpunkt ist, ist der dritte Summand gleich null, und es ergibt sich

$$\beta_{PZ} = E[\tilde{w}_{N+1P}] + \frac{E[\tilde{r}_Z]}{\text{var}[\tilde{r}_Z]} \underbrace{\text{cov}[\tilde{w}_{N+1P}, \tilde{m}]}_{\text{TK}_P}. \quad (3.27)$$

Die Timing-Verzerrung ist entsprechend (3.27) um so größer, je größer $E[\tilde{r}_Z]$ und je kleiner $\text{var}[\tilde{r}_Z]$ ist. Des weiteren wächst die Timing-Verzerrung mit der Höhe der Timingkomponente: Je mehr der Fondsmanager auf Timingsignale mit der Anpassung

³¹Vgl. Grinblatt/Titman (1989b), S. 398.

³²Ein Beispiel für eine Timingstrategie, die diesen Annahmen entspricht, ist die optimale Timingstrategie eines Fondsmanagers, der dem (μ, σ) -Prinzip folgt und konstante absolute Risikoaversion besitzt (vgl. auch Kapitel 2.3.3.1). Für die Präferenzfunktion (2.8) ergibt sich z. B. $f(\tilde{m}) = \tilde{m}/(g \text{var}[\tilde{v}'])$.

³³Vgl. Grinblatt/Titman (1989b), S. 403 f.

des systematischen Risikos des Portefeuilles reagiert, desto größer ist der Fehler, der mit einer Risikoadjustierung anhand von β_{PZ} einhergeht.

Wird (3.27) in (3.26) eingesetzt, ergibt sich³⁴

$$J_{PZ} = \left(1 - \frac{E[\tilde{r}_Z]^2}{\text{var}[\tilde{r}_Z]}\right) \text{TK}_P. \quad (3.28)$$

Es zeigt sich, daß das Jensen-Maß eines Fondsmanagers mit Timingfähigkeit negativ sein kann, wenn $E[\tilde{r}_Z]^2 > \text{var}[\tilde{r}_Z]$ gilt. Entspricht die im Rahmen der Performancemessung unterstellte Periodenlänge einem Monat, sprechen empirische Ergebnisse dafür, daß der Timing-Verzerrung kein großer Stellenwert zukommt: Schätzt man beispielsweise $E[\tilde{r}_Z]^2 / \text{var}[\tilde{r}_Z]$ als Quotient aus dem arithmetischen Mittel der Monatsüberschußrenditen des DAX für den Zeitraum 03/1989–06/1996 und der quadrierten Stichproben-Standardabweichung dieser Renditen, erhält man den Schätzwert 0,031.³⁵ Das Jensen-Maß für einen Fondsmanager, der ausschließlich Timingfähigkeit besitzt, gibt dann nahezu korrekt die Timingkomponente an.

Empirische Studien zum Timing von Investmentfonds sprechen ebenfalls dafür, daß der Timing-Problematik kein hoher Stellenwert zukommt. Die Mehrzahl dieser Studien gelangt zu dem Ergebnis, daß Fondsmanager keine Timingfähigkeit besitzen.³⁶ Vor dem Hintergrund dieser Ergebnisse erscheint es gerechtfertigt, die Timing-Problematik im weiteren Verlauf der vorliegenden Arbeit nur am Rande zu behandeln.

3.6.2 Benchmark-Problematik

Die Performancemessung auf der Basis von Jensens Alpha, Treynor-Ratio und den Appraisal-Ratios kann zu Fehlbeurteilungen der Selektionsfähigkeiten der Fondsmanager führen, wenn nicht der korrekte Benchmark verwendet wird. Auch die Sharpe-Ratio unterliegt der Benchmark-Problematik insofern, als sie nur über den Vergleich mit der Sharpe-Ratio eines risikoeffizienten Portefeuilles Aussagen zur Selektionsfähigkeit der Fondsmanager erlaubt.

³⁴Vgl. Grinblatt/Titman (1989b), S. 404.

³⁵Zur deskriptiven Analyse deutscher Aktienindexrenditen für diesen Untersuchungszeitraum vgl. auch Tabelle 5.3.

³⁶Klassische Arbeiten zum Timing von Investmentfonds sind Treynor/Mazuy (1966), Kon/Jen (1979), Merton (1981), Henriksson/Merton (1981), Kon (1983) Chang/Lewellen (1984) und Henriksson (1984). Aktuellere Untersuchungen finden sich bei Coggin (1994) und Becker/Ferson/Myers/Schill (1999). Zum Timing deutscher Investmentfonds vgl. Scherer (1993) und Wittrock (1996).

Die Benchmark-Problematik bezieht sich ausschließlich auf die Aussagen der Performancemessung zu den Informationsfähigkeiten der Fondsmanager. Aussagen zur Vorteilhaftigkeit der Fonds können unabhängig von der Benchmarkwahl getroffen werden. So läßt sich z. B. aus dem positiven Jensen-, Treynor- oder Treynor/Black-Maß eines Fonds gegenüber Benchmark B schließen, daß es – ausgehend von einem Portefeuille aus B und risikoloser Anlage/Verschuldung – für jeden risikoscheuen, dem (μ, σ) -Prinzip folgendem Investor vorteilhaft ist, einen Teil seines Vermögens in den Fonds anzulegen. Die Benchmark-Problematik wird im folgenden am Beispiel von Jensens Alpha dargestellt. Die Ausführungen gelten in Analogie für die Treynor-Ratio und die Appraisal-Ratios, da sich die Aussagen dieser Performancemaße hinsichtlich der Existenz von Selektionsfähigkeiten nicht unterscheiden.³⁷

Das Jensen-Maß mißt Performance im (μ, β) -Diagramm als vertikalen Abstand zwischen dem Fonds und einer Geraden, die einen linearen Zusammenhang zwischen erwarteten Renditen und Beta wiedergibt.³⁸ Die Problematik dieser Vorgehensweise liegt darin, daß die Existenz eines linearen Zusammenhangs zwischen erwarteten Renditen und Betas eng verknüpft ist mit den Eigenschaften des Benchmarks, gegenüber dem die Betas ermittelt werden.

Nach Roll (1977) sind die folgenden Aussagen logisch äquivalent (Äquivalenztheorem):³⁹

- (1) Der Benchmark B ist risikoeffizient hinsichtlich des Marktsegmentes der Wertpapiere i ($i = 1, \dots, N$).
- (2) Es gilt der folgende lineare Zusammenhang zwischen den erwarteten Renditen der Wertpapiere i ($i = 1, \dots, N$) und ihren Betas gemessen an B :

$$E[\tilde{r}_i] = \beta_{iB} E[\tilde{r}_B], \text{ mit } \beta_{iB} = \frac{\text{cov}[\tilde{r}_i, \tilde{r}_B]}{\text{var}[\tilde{r}_B]}.$$

³⁷Vgl. Definition (3.10) und die Ausführungen im Kapitel 3.3.

³⁸Vgl. Abbildung 3.1.

³⁹Vgl. Roll (1977), S. 165 f. Vgl. auch Franke (1984).

Vor dem Hintergrund des Äquivalenztheorems wird deutlich, daß ein sinnvoller Benchmark aus der Sicht öffentlich informierter Investoren zwei Eigenschaften besitzen muß:⁴⁰

- Allen Fonds, die von Fondsmanagern ohne Informationsfähigkeiten verwaltet werden, ist ein Jensen-Maß von null zuzuweisen. Ein Vergleich des Äquivalenztheorems mit der Definition (3.3) des Jensen-Maßes zeigt, daß die Jensen-Maße der Fondsmanager, die keine Informationsfähigkeiten besitzen, dann und nur dann gleich null sind, wenn der verwendete Benchmark risikoeffizient hinsichtlich des Marktsegmentes ist.
- Allen Fonds, die von Fondsmanagern mit Informationsfähigkeiten verwaltet werden, sind positive Jensen-Maße zuzuweisen. Folglich muß der Benchmark gemäß dem Äquivalenztheorem risikoineffizient hinsichtlich der Menge derjenigen Portefeuilles sein, die aus diesen Fonds und den Wertpapieren des Marktsegmentes realisierbar sind.

In dem dargestellten Modellrahmen weisen ausschließlich Portefeuille Z und Portefeuilles bestehend aus Z und risikoloser Anlage/Verschuldung die geforderten Eigenschaften auf. Die Benchmark-Problematik ergibt sich folglich, wenn die Struktur des Benchmarks I von der Struktur von Z abweicht, d. h., wenn I risikoineffizient hinsichtlich des Marktsegmentes ist. Die Aussagekraft der Performancemessung hängt dann davon ab, ob und welche Informationsfähigkeiten die Fondsmanager besitzen: Die klassische Performancemessung mit einem risikoineffizienten Benchmark hat keine Aussagekraft, wenn die Fondsmanager keine Informationsfähigkeiten besitzen. Roll (1978) und Uhlir (1981) demonstrieren anhand von eindrucksvollen Beispielen, daß für einen Fonds positive oder negative Jensen-Maße in Abhängigkeit der Benchmarkwahl möglich sind. Besitzen die Fondsmanager Selektions- aber keine Timingfähigkeiten, so hat die klassische Performancemessung mit einem risikoineffizienten Benchmark zumindest begrenzte Aussagekraft. Dybvig/Ross (1985b) zeigen, daß das Vorliegen von Selektionsfähigkeit ein positives Jensen-Maß impliziert. Von einem positiven Jensen-Maß kann jedoch nicht auf das Vorliegen von Selektionsfähigkeit geschlossen werden.

Auch wenn die Fondsmanager keine Timingfähigkeiten besitzen, sind demnach über die klassische Performancemessung mit einem risikoineffizienten Benchmark nur die

⁴⁰Vgl. Grinblatt/Titman (1995), S. 586.

• $J_{hI} = 0 \forall h$	\Rightarrow	Kein Fondsmanager besitzt Selektionsfähigkeit, und der Benchmark I ist risikoeffizient hinsichtlich des Marktsegmentes.
• $J_{PI} > 0$	\Rightarrow	(1) Entweder der Fondsmanager von Fonds P besitzt Selektionsfähigkeit, oder (2) der Fondsmanager von P besitzt keine Selektionsfähigkeit und der Benchmark I ist nicht risikoeffizient hinsichtlich des Marktsegmentes.
• $J_{PI} < 0$	\Rightarrow	Der Fondsmanager von Fonds P besitzt keine Selektionsfähigkeit, und der Benchmark I ist nicht risikoeffizient hinsichtlich des Marktsegmentes.

Tabelle 3.1: Jensens Alpha und Informationsfähigkeiten

in Tabelle 3.1 dargestellten Schlüsse möglich. Ein Jensen-Maß, das gegenüber einem risikoineffizienten Benchmark ermittelt wird, besitzt nicht die Eigenschaft (E1), d. h., ein positives Jensen-Maß ist nicht notwendig und hinreichend für das Vorliegen von Selektionsfähigkeit. Es ist jedoch zu betonen, daß negative Performanцевerte einen eindeutigen Schluß auf das Nicht-Vorliegen von Selektionsfähigkeiten ermöglichen.

Tabelle 3.2 faßt die Ergebnisse zur Aussagekraft von Jensens Alpha, Treynor-Ratio und den Appraisal-Ratios – der Performanцевeße, die die Risikoadjustierung anhand von Betas vornehmen – unter Berücksichtigung von Timing- und Benchmark-Problematik zusammen. Die mittlere Spalte bezieht sich auf den Fall, daß der Benchmark risikoeffizient ist. Sofern keine Timingfähigkeiten vorliegen, ist in diesem Fall ein positiver Performanцевert notwendig und hinreichend (+) für das Vorliegen von Selektionsfähigkeit. Besitzt der Fondsmanager auch Timingfähigkeit, so sind aus theoretischer Sicht keine eindeutigen Schlüsse von den Performanцевerten auf die Informationsfähigkeiten der Fondsmanager möglich. Empirische Ergebnisse sprechen jedoch dafür, daß der Timing-Problematik keine große Bedeutung zukommt, so daß die Aussagekraft der Performanцевermessung tendenziell erhalten bleibt ([+]). Die rechte Spalte der Tabelle gibt einen Überblick über die Aussagekraft der Performanцевermessung, wenn der Benchmark nicht risikoeffizient ist. Als einziges positives Ergebnis ergibt sich, daß – sofern keine Timingfähigkeit vorliegt – von negativen Performanцевerten auf das Nicht-Vorliegen

Benchmark ist Fonds- manager besitzen	risikoeffizient	risikoineffizient
keine Informationsfähigkeiten	+	-
ausschließlich Selektionsfähigkeiten	+	+/-
auch Timingfähigkeiten	[+]	-

Tabelle 3.2: Aussagekraft der klassischen Performancemaße auf der Basis von Betas

von Selektionsfähigkeit geschlossen werden kann (+/-). Wie stark dieses Ergebnis durch die Timing-Problematik beeinträchtigt wird, ist unklar (-).

Letztlich ist die Aussagekraft der Performancemaße, die die Risikoadjustierung anhand von Betas vornehmen, eine Frage der Risikoeffizienz des Benchmarks. Klassische Studien zur Performancemessung verwenden – geleitet durch die Implikationen des CAPM – marktwertgewichtete Aktienindizes als Benchmarks. Die Ergebnisse der empirischen Kapitalmarktforschung lassen jedoch Zweifel daran aufkommen, daß diese Vorgehensweise korrekt ist. Empirische Untersuchungen belegen, daß passive Portefeuilles aus Aktien mit bestimmten Ausprägungen unternehmensspezifischer Merkmale wie z. B. Unternehmensgröße, Gewinn-Kurs-Verhältnis, Buch-Marktwert-Verhältnis etc. nach Risikoadjustierung anhand der historischen Betas höhere durchschnittliche Renditen als ein wertgewichteter Aktienindex aufweisen.⁴¹ Insbesondere der Größeneffekt und die Value-Prämie für Aktien mit hohem Buch-Marktwert-Verhältnis werden in zahlreichen internationalen Studien bestätigt.⁴² Passive Portefeuilles aus Aktien mit

⁴¹Die klassischen Studien aus dieser Forschungsrichtung sind Basu (1977), Litzberger/Ramaswamy (1979), Banz (1981), Rosenberg/Reid/Lanstein (1985), Bhandari (1988) und Fama/French (1992).

⁴²Vgl. z. B. Capaul/Rowley/Sharpe (1993) und Fama/French (1998) sowie Hawawini (1993).

diesen Merkmalsausprägungen – z. B. Portefeuilles aus Aktien mit hohem Buch-Markt-wert-Verhältnis – weisen signifikant positive Jensen-Maße gemessen an wertgewichteten Aktienindizes aus. Dies spricht dafür, daß die Aktienindizes jeweils nicht ex ante risikoeffizient sind. Die klassische Performancemessung führt dann zu Fehlbeurteilungen der Performance. Neuere Studien verwenden deshalb mehrdimensionale Benchmarks, die auf der Basis von unternehmensspezifischen fundamentalen Merkmalen gebildet werden.⁴³ Die Performancemessung erfolgt dann im Vergleich zu einem Benchmarkportefeuille, das im Durchschnitt die gleichen unternehmensspezifischen fundamentalen Merkmale aufweist, d. h. im Vergleich zu einem Portefeuille, das den gleichen Anlagestil aufweist. Diese anlagestilorientierte Performancemessung ist allerdings nur dann sinnvoll, wenn die unternehmensspezifischen fundamentalen Merkmale und die zugehörigen Anlagestile bewertungsrelevant sind.

Mit dem der klassischen Performancemessung zugrundeliegenden Modellrahmen sind die Schwierigkeiten bei der Identifikation des risikoeffizienten Benchmarks nicht zu erklären. Wären die Renditen der Wertpapiere des Marktsegmentes tatsächlich jeweils unabhängig und identisch verteilt, ließe sich das risikoeffiziente Portefeuille über einfache statistische Verfahren schätzen. Fusionen, finanzierungspolitische Maßnahmen, Änderungen des Produktsortiments etc. verändern jedoch die Stochastik der Cash flows der Unternehmen im Zeitablauf. Folglich ändert sich das systematische Risiko der Unternehmen. Zahlreiche empirische Studien stützen die These, daß das systematische Risiko von Aktien zeitabhängig ist.⁴⁴ Ist diese These korrekt, unterscheidet sich die Struktur der risikoeffizienten Portefeuilles in den einzelnen Perioden. Unter diesen Bedingungen ist es unklar, wie die ex ante risikoeffizienten Portefeuilles zu ermitteln sind.

Zur Operationalisierung dieser Problemstellung entwickelt das folgende Kapitel ein Modell mit zeitabhängigem systematischen Risiko. In diesem Modell sind Anlagestile auf der Basis unternehmensspezifischer fundamentaler Merkmale bewertungsrelevant. Es wird gezeigt, daß die Performance von Investmentfonds in diesem Modellrahmen anlagestilorientiert ermittelt werden kann.

⁴³Grinblatt/Titman (1995) begründen diese Vorgehensweise explizit mit der angestrebten Risikoeffizienz des Benchmarks. Vgl. Grinblatt/Titman (1995), S. 589 ff.

⁴⁴Vgl. z. B. Ferson/Kandel/Stambaugh (1987), Harvey (1989), Ferson/Harvey (1991), Jagannathan/Wang (1996), He/Kan/Ng/Zhang (1996) oder Ahmed/Lockwood (1998).

Kapitel 4

Anlagestilorientierte Performancemessung

Das folgende Kapitel behandelt die Theorie der anlagestilorientierten Performancemessung. Die Ausführungen basieren auf einem Kapitalmarktmodell mit zeitabhängigem systematischen Risiko und bewertungsrelevanten Anlagestilen. In diesem Modell führt die klassische Performancemessung im allgemeinen zu Fehlentscheidungen. Es wird erörtert, unter welchen Bedingungen eine anlagestilorientierte Performancemessung zu korrekten Schlüssen über die Informationsfähigkeiten der Fondsmanager und die Vorteilhaftigkeit der Fonds führt.

Kapitel 4.1 zeigt zunächst, daß die Bewertungsrelevanz fundamentaler Anlagestile bzw. fundamentaler unternehmensspezifischer Größen nicht im Widerspruch zu Bewertungsmodellen wie der arbitragefreien Bewertung, dem CAPM oder der APT steht.¹ Daran anschließend entwickelt Kapitel 4.2 den finanzwirtschaftlichen Modellrahmen der anlagestilorientierten Performancemessung. Kapitel 4.3 stellt die anlagestilorientierten Performancemaße – Stil-Alpha, Stil-Appraisal-Ratios und die Stil-Performance nach Sharpe – vor und zeigt, welche Schlußfolgerungen auf der Basis dieser Maße möglich

¹In der finanzwirtschaftlichen Literatur wird teilweise ein gegensätzlicher Eindruck vermittelt. So scheint die empirische Identifikation einer bewertungsrelevanten fundamentalen Größe bzw. eines bewertungsrelevanten Anlagestils immer schon Betas „Tod“ herbeizuführen. Dies zeigt allein ein Blick auf die Titel einiger Veröffentlichungen: „A Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings Yields and Market Values“ (Reinganum (1981)), „Persuasive Evidence of Market Inefficiency“ (Rosenberg/Reid/Lanstein (1985)) oder „The CAPM is Wanted, Dead or Alive“ (Fama/French (1996a)). Auch Hamerle/Rösch (1998a), S. 38, bauen einen Gegensatz auf: Ihrer Meinung nach sind „zunehmend Faktorenmodelle in den Vordergrund bei der Investment-Analyse gerückt und haben klassische Modelle wie das CAPM mehr und mehr verdrängt“.

sind. Abschließend erläutert Kapitel 4.4 die Benchmark-Problematik bei der anlagestilorientierten Performancemessung.

4.1 Anlagestile und bewertungsrelevantes Risiko

4.1.1 Anlagestile auf einem arbitragefreien Kapitalmarkt

Ein vollkommener Kapitalmarkt ist dann und nur dann arbitragefrei, wenn nicht-negative Schattenpreise π_s für jeden Zustand s ($s = 1, \dots, S$) existieren, so daß für den Preis P_{i0} jedes Zahlungsanspruchs i ($i = 1, \dots, N'$)

$$P_{i0} = \sum_{s=1}^S P_{is} \pi_s \quad (4.1)$$

gilt, mit P_{is} als Marktwert von Zahlungsanspruch i in einer Periode im Zustand s .² Definiert man eine Zufallsvariable \tilde{Z}^+ mit den Realisationen $Z_s^+ = \pi_s / \text{prob}_s \quad \forall s$, wobei prob_s die Eintrittswahrscheinlichkeit von Zustand s bezeichnet, ergibt sich $P_{i0} = E[\tilde{P}_i \tilde{Z}^+]$.³ Dieser Ausdruck kann weiter umgeformt werden in⁴

$$E[\tilde{r}_i] = \frac{\text{cov}[\tilde{r}_i, \tilde{Z}^+]}{\text{cov}[\tilde{r}_Q, \tilde{Z}^+]} E[\tilde{r}_Q] \quad \forall i, \quad (4.2)$$

wobei Q ein beliebiges Portefeuille bezeichnet.

Bei Arbitragefreiheit ist demnach $\text{cov}[\tilde{r}_i, \tilde{Z}^+]$ ein Maß für das bewertungsrelevante Risiko von Zahlungsanspruch i . Eine theoretische Rechtfertigung, die Zusammenhänge zwischen erwarteten Aktienrenditen und fundamentalen Unternehmensmerkmalen bzw. entsprechenden Anlagestilen zu untersuchen, scheint nicht gegeben zu sein. Die Überschußrendite \tilde{r}_i ist jedoch eine Funktion des Marktwertes \tilde{P}_i in einer Periode. Für Aktien auf einem informationseffizienten Kapitalmarkt entspricht dieser Marktwert dem Barwert der erwarteten Dividenden berechnet mit einem risikoadjustierten Kalkulationszinsfuß. Die Höhe der erwarteten Dividenden hängt wiederum von den erwarteten Einzahlungsüberschüssen des Unternehmens ab. Die Risikoprämie im Kalkulationszinsfuß

²Vgl. Ross (1978) oder auch die Darstellungen bei Franke/Hax (1999), S. 359 f. und Ingersoll (1987), S. 45 ff.

³Vgl. Ross (1978) Vgl. auch die Darstellung bei Varian (1992), S. 383 ff. Die Größe \tilde{Z}^+ läßt sich als stochastischer Diskontierungsfaktor interpretieren.

⁴Vgl. Franke/Hax (1999), S. 378.

wird unter anderem durch die Verschuldungspolitik des Unternehmens determiniert. Somit beeinflussen unternehmensspezifische Bestimmungsgrößen des Einzahlungsüberschusses und der Verschuldungspolitik – wie z. B. Absatzmengen, Absatzpreise, Kostenstruktur, Verschuldungsgrad – das Risikomaß $\text{cov}[\tilde{r}_i, \tilde{Z}^+]$. Der Einfluß eines fundamentalen unternehmensspezifischen Merkmals auf die erwartete Rendite einer Aktie hängt demnach auf einem arbitragefreien Kapitalmarkt davon ab, wie dieses Merkmal das bewertungsrelevante Risiko $\text{cov}[\tilde{r}_i, \tilde{Z}^+]$ beeinflusst. Ergibt sich das bewertungsrelevante Risiko in Abhängigkeit des fundamentalen Merkmals, so sind Anlagestile hinsichtlich dieses Merkmals bewertungsrelevant.

4.1.2 Anlagestile und CAPM

Da Arbitragefreiheit eine notwendige Voraussetzung für das Vorliegen eines Gleichgewichts ist, muß sich die Bewertungsgleichung eines Gleichgewichtsmodells aus der des Grundmodells arbitragefreier Märkte herleiten lassen. Das CAPM unterstellt neben der Annahme eines vollkommenen Kapitalmarktes, daß sich alle Investoren kompetitiv verhalten, homogene Erwartungen besitzen und dem (μ, σ) -Prinzip folgen. Im CAPM ist der Faktor \tilde{Z}^+ eine lineare Funktion der Marktrendite, so daß der folgende lineare Zusammenhang zwischen den erwarteten Renditen der Zahlungsansprüche i und ihren Betas, $\beta_{iM} = \text{cov}[\tilde{R}_i, \tilde{R}_M] / \text{var}[\tilde{R}_M]$ gemessen am Marktportefeuille M , gilt:⁵

$$E[\tilde{R}_i] = R_F + \beta_{iM} E[\tilde{r}_M] \quad \forall i = 1, \dots, N', \quad (4.3)$$

mit $E[\tilde{r}_M] = E[\tilde{R}_M] - R_F$. Im CAPM ist Beta die einzige unternehmensspezifische Determinante der erwarteten Rendite einer Aktie. Beta mißt das bewertungsrelevante Risiko der Aktie, so daß das CAPM scheinbar auf einem eindimensionalen Risikobegriff basiert: Risiko ergibt sich als „Marktrisiko“.

Analog zu den obigen Überlegungen zum Grundmodell arbitragefreier Märkte verbergen sich die fundamentalen unternehmensspezifischen Größen hinter Beta. Die Literatur zu „fundamentalen Betas“ erörtert, welche unternehmensspezifischen Merkmale das Beta einer Aktie determinieren. Hamada (1969, 1972) zerlegt das Beta in eine leistungswirtschaftliche Komponente („Geschäftsrisiko“) und in eine finanzwirtschaftliche Komponente, die abhängig vom Verschuldungsgrad des Unternehmens ist. Rubinstein

⁵Vgl. Sharpe (1964), Lintner (1965) und Mossin (1966).

(1973) modelliert den Einzahlungsüberschuß der Unternehmen als Summe der Produkte aus zahlungswirksamen Deckungsbeiträgen und stochastischen Absatzmengen, abzüglich der zahlungswirksamen fixen Kosten. Das Geschäftsrisiko ergibt sich dann als Funktion der Deckungsbeiträge der Produkte des Unternehmens, der Varianzen der Absatzmengen („Absatzmengenrisiko“) sowie der Korrelationen zwischen Marktrendite und Absatzmengen. In dieser Formulierung wird der Einfluß unternehmensspezifischer Größen deutlich: Die Deckungsbeiträge der Produkte hängen von der Kostenstruktur des betrachteten Unternehmens ab. Ebenso ist das Absatzmengenrisiko abhängig von unternehmensspezifischen Merkmalen wie z. B. dem Marketing-Mix des Unternehmens.

Allen Studien zu fundamentalen Betas⁶ ist gemeinsam, daß sie Beta als Funktion unternehmensspezifischer fundamentaler Größen darstellen. Über Beta leisten fundamentale Größen indirekt einen Beitrag zur Erklärung der Höhe erwarteter Renditen. Folglich sind Anlagestile hinsichtlich dieser fundamentalen Größen bewertungsrelevant.

Für die Interpretation empirischer Studien ist zu beachten, daß fundamentale Größen im CAPM keinen *zusätzlichen* Erklärungsbeitrag über den Beitrag des wahren Betas hinaus leisten. Das wahre Beta ist jedoch nicht beobachtbar. Deshalb wird Beta z. B. als „historisches“ Beta auf Basis des Markt-Modells⁷ geschätzt. Bei dieser Vorgehensweise leisten fundamentale Größen genau dann einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für erwartete Renditen, wenn sich der Schätzfehler für Beta als Funktion der fundamentalen Größen ergibt.

4.1.3 Anlagestile und APT

Die APT ist ein Zwei-Zeitpunkt-Bewertungsmodell für einen vollkommenen, arbitragefreien Kapitalmarkt, das von Ross (1976, 1977) als Alternative zum CAPM vorgeschlagen wurde. Es unterstellt geringere Annahmen hinsichtlich des Risikoverhaltens der Investoren, setzt aber im Gegenzug voraus, daß sich die Renditen der Wertpapiere gemäß einem Faktormodell ergeben. Faktormodelle basieren auf der Annahme, daß sich Wertpapierrenditen durch eine begrenzte Zahl gemeinsamer, ökonomischer Variablen

⁶Vgl. außerdem Bowman (1979), Mandelker/Rhee (1984), Callahan/Mohr (1989), Steiner/Bauer (1992) und Müller (1992).

⁷Vgl. Fama (1976), S. 63 ff.

(Faktoren) beschreiben lassen:

$$\tilde{R}_i = E[\tilde{R}_i] + \sum_{k=1}^K b_{ik} \tilde{v}_k^* + \tilde{\epsilon}_i \quad \forall i = 1, \dots, N', \quad (4.4)$$

$$\text{mit } E[\tilde{v}_k^*] = 0 \quad \forall k, \quad E[\tilde{\epsilon}_i] = 0 \quad \forall i, \quad \text{cov}[\tilde{v}_k^*, \tilde{\epsilon}_i] = 0 \quad \forall k, i, \quad K < N'.$$

Das Symbol b_{ik} steht für die Sensitivität der Rendite von Zahlungsanspruch i gegenüber dem Faktor \tilde{v}_k^* und ist ein Maß für das Risiko, das aus diesem Faktor resultiert. Die Störgröße $\tilde{\epsilon}_i$ ist die Quelle des wertpapierspezifischen, unsystematischen Risikos.

Unter einigen formalen Annahmen⁸ hinsichtlich der Kovarianzmatrix der Störterme, läßt sich für einen arbitragefreien Markt die Bewertungsgleichung der APT herleiten:⁹

$$E[\tilde{R}_i] \approx \lambda_0^* + \sum_{k=1}^K b_{ik} \lambda_k^* \quad \forall i, \quad (4.5)$$

mit λ_0^* und λ_k^* als Konstanten. λ_0^* entspricht der erwarteten Rendite eines Portefeuilles, dessen Rendite gegenüber allen Faktoren eine Sensitivität von null aufweist. Wenn ein risikoloses Wertpapier existiert, ist λ_0^* gleich dem risikolosen Zinssatz R_F . λ_k^* gibt die Risikoprämie an, die der Investor für die Übernahme einer Einheit Risiko gegenüber Faktor \tilde{v}_k^* erhält.

Bewertungsgleichung (4.5) ist eine approximative Bewertungsgleichung; es wird von „nicht-exakter Faktorbewertung“ gesprochen. Da die Abweichungen von der Bewertungsgleichung willkürlich sind, lassen sich auf der Basis dieser Bewertungsgleichung keine testbaren Hypothesen formulieren. Damit „exakte Faktorbewertung“

$$E[\tilde{R}_i] = \lambda_0^* + \sum_{k=1}^K b_{ik} \lambda_k^* \quad \forall i \quad (4.5')$$

vorliegt, müssen weitere Annahmen getroffen werden: Franke (1984) zeigt, daß die gleichzeitige Gültigkeit der Faktormodellannahme und der exakten Faktorbewertung eine bestimmte Form der Kovarianzmatrix der Störterme impliziert.¹⁰ Soll zudem ausgeschlossen werden, daß sich die erwarteten Renditen vollständig durch unsystematische Risiken erklären lassen und daß die Risikoprämien λ_k^* auch von der Höhe unsystematischer Risiken abhängen, so gilt die exakte Faktorbewertung dann und nur

⁸Vgl. z. B. den Überblick über die APT von Huberman (1989).

⁹Vgl. Ross (1976), S. 342 ff.

¹⁰Vgl. Lemma 2 in Franke (1984), S. 112.

dann, wenn ein risikoeffizientes Portefeuille existiert, das kein unsystematisches Risiko aufweist.¹¹

Während Franke (1984) ausschließlich die mathematischen Bedingungen für die Gültigkeit der exakten Faktorbewertung herausarbeitet, formuliert Connor (1984) eine Gleichgewichtsversion der APT, die ökonomische Bedingungen für die Gültigkeit der exakten Faktorbewertung aufzeigt.¹² Connor unterstellt die Existenz einer endlichen Zahl an Investoren, die dem Bernoulli-Prinzip folgen. Des weiteren wird vorausgesetzt, daß das Marktportefeuille kein unsystematisches Risiko aufweist, d. h., daß sich die Marktrendite vollständig durch die gemeinsamen Faktoren beschreiben läßt. Einen ähnlichen Ansatz legt Sharpe (1977) auf der Basis des CAPM zugrunde. Er formuliert die Marktrendite als lineare Funktion der Renditen verschiedener Portefeuilles und gelangt so zu einer Bewertungsgleichung, die der exakten Faktorbewertung der APT entspricht (Multi-Beta-CAPM).

Bei exakter Faktorbewertung reichen die Sensitivitäten b_{ik} zur Erklärung der erwarteten Renditen aus. Unternehmensspezifische fundamentale Größen leisten keinen *zusätzlichen* Erklärungsbeitrag. Analog zu den Überlegungen in den vorangehenden Kapiteln kann man die Faktorsensitivitäten jedoch als Funktion fundamentaler Größen interpretieren, so daß sich die Bewertungsrelevanz fundamentaler Größen und der zugehörigen Anlagestile in der APT indirekt über die Faktorsensitivitäten b_{ik} ergibt. Dieser Zusammenhang ist insbesondere dann offensichtlich, wenn ein Modell unterstellt wird, in dem CAPM und APT gleichzeitig gelten.¹³ Das CAPM-Beta ist in diesem Fall eine lineare Funktion der Faktorsensitivitäten aus der APT.¹⁴ Entsprechend den Überlegungen zu fundamentalen Betas im CAPM ergeben sich in einem solchen Modell die Faktorsensitivitäten jeweils als Funktion unternehmensspezifischer Merkmale. Die zugehörigen Anlagestile sind folglich bewertungsrelevant.

¹¹Vgl. Franke (1984), S. 112 f. Dieser Zusammenhang liefert eine Begründung für Annahme (P4) aus Kapitel 2.3.1.

¹²Einen anderen Weg zur Formulierung von testbaren Hypothesen gehen Dybvig (1985) und Grinblatt/Titman (1985) auf der Basis der approximativen Bewertungsgleichung (4.5). Sie bestimmen in Abhängigkeit des Risikoverhaltens eines repräsentativen Investors Grenzen für die maximale Abweichung von der exakten Faktorbewertung.

¹³Vgl. z. B. Wilhelm (1981), Jarrow/Rudd (1983), Sharpe (1984) oder Connor (1984).

¹⁴Vgl. z. B. Sharpe (1984), S. 23 oder auch die Interpretation bei Francis (1991), S. 282 f.

4.2 Finanzwirtschaftlicher Modellrahmen

4.2.1 Kapitalmarktmodell

Die Basis des Modells zur anlagestilorientierten Performancemessung bildet ein Kapitalmarktmodell, in dem es bewertungsrelevante Anlagestile gibt. Die vorhergehenden Kapitel zeigen, daß in den klassischen Bewertungsmodellen unternehmensspezifische fundamentale Größen und entsprechende Anlagestile indirekt – als Determinanten von Beta bzw. den Faktorsensitivitäten – Einfluß auf die erwarteten Renditen von Portefeuilles haben können. Die Art des funktionalen Zusammenhangs zwischen erwarteten Renditen und Anlagestilen ist durch die Bewertungsmodelle jedoch nicht vorgegeben. Die folgenden Ausführungen modellieren deshalb einen Zusammenhang zwischen erwarteten Renditen und Anlagestilen.

Es gelten weiterhin einige der Annahmen aus dem Modell zur klassischen Performancemessung:¹⁵

- Das betrachtete Marktsegment ist vollkommen, es gibt öffentlich informierte und privat informierte Investoren (Fondsmanager), und alle Investoren verhalten sich myopisch (Annahmen (A1)–(A4)).
- Alle Investoren verhalten sich als Preisnehmer, und der Einfluß der Fondsmanager auf die Aktienkurse ist vernachlässigbar (Annahme (P1)).

Die Annahmen (A5), (P2) und (P3) werden abgeändert: Die Renditen einer Aktie i ($i = 1, \dots, N$) des Marktsegmentes müssen im Zeitablauf nicht unabhängig und identisch verteilt sein; vielmehr wird unterstellt, daß das statistische Modell und das Bewertungsmodell Periode für Periode gelten, jeweils bedingt durch den Informationsstand der Investoren zu Beginn einer Periode. Es wird angenommen, daß die Renditen der Aktien des Marktsegmentes sich gemäß einem Mehr-Faktoren-Modell ergeben und

¹⁵Vgl. Kapitel 2.3

daß das Marktsegment arbitragefrei ist (exakte Faktorbewertung):¹⁶

$$\tilde{r}_{it} = E_{t-1}[\tilde{r}_{it}] + \sum_{k=1}^K b_{ikt} \tilde{v}_{kt}^* + \tilde{\epsilon}_{it} \quad \forall i; t = 1, \dots, T, \quad (\text{MA1})$$

$$E_{t-1}[\tilde{r}_{it}] = \sum_{k=1}^K b_{ikt} \lambda_k^* \quad \forall i, t, \quad \tilde{v}_{k1}^*, \dots, \tilde{v}_{kT}^* \sim \text{i.i.d.} \quad \forall k, \quad (\text{MA2})$$

mit \tilde{r}_{it} als Überschußrendite von Aktie i in Periode t . b_{ikt} bezeichnet die Sensitivität der Überschußrendite von i gegenüber dem Risikofaktor \tilde{v}_{kt}^* und mißt das zeitabhängige systematische Risiko¹⁷ von Aktie i , das aus diesem Faktor resultiert. λ_k^* gibt die nicht zeitabhängige Risikoprämie für die Übernahme einer Einheit systematischen Risikos hinsichtlich Risikofaktor \tilde{v}_{kt}^* an. $E_{t-1}[\cdot]$ bezeichnet den bedingten Erwartungswert auf der Basis der öffentlich verfügbaren Informationen im Zeitpunkt $t - 1$. Im folgenden sind alle Modelle im Kontext bedingter Erwartungen dargestellt.¹⁸ Dementsprechend erhalten auch Varianzen und Kovarianzen den Index $t - 1$ zur Kennzeichnung des Informationsstandes. Für die zeitabhängige Störgröße $\tilde{\epsilon}_{it}$ gilt demnach $E_{t-1}[\tilde{\epsilon}_{it}] = 0 \quad \forall i, t$ und $\text{cov}_{t-1}[\tilde{v}_{kt}^*, \tilde{\epsilon}_{it}] = 0 \quad \forall i, k, t$.

Aus dem Faktormodell (MA1) und der Bewertungsgleichung (MA2) folgt das zu der Bewertungsgleichung gehörende statistische Modell:

$$\tilde{r}_{it} = \sum_{k=1}^K b_{ikt} (\lambda_k^* + \tilde{v}_{kt}^*) + \tilde{\epsilon}_{it} \quad \forall i, t. \quad (4.6)$$

¹⁶Entsprechend diesen Annahmen gilt für das Marktsegment in jeder Periode die APT in der Formulierung von Franke (1984). Die Annahmen schließen nicht aus, daß auch das CAPM gilt.

Es ist zu betonen, daß in der vorliegenden Arbeit keinerlei Annahmen zur Anzahl K der Faktoren getroffen werden. Grundsätzlich kann die arbitragefreie Bewertung auf einem vollkommenen Kapitalmarkt stets durch einen einzigen Faktor erklärt werden (vgl. Franke (1984, 1994) oder die Darstellung im Kapitel 4.2.4). Die Annahme mehrerer Faktoren läßt sich als Operationalisierung dieses einen, unbeobachtbaren Faktors rechtfertigen.

¹⁷Es ist zu beachten, daß sich die Bedeutung des Termini „systematisches Risiko“ in der Literatur zum CAPM von dem hier verwendeten Sprachgebrauch auf Basis der Literatur zur APT unterscheiden kann. Dies ist z. B. dann der Fall, wenn in einem CAPM mit Faktormodellannahme der wertpapier-spezifische Störterm mit der Marktrendite korreliert und damit nicht vollständig diversifizierbar ist. Der nicht diversifizierbare Teil des wertpapierspezifischen Risikos würde in der Literatur zur APT (und in der vorliegenden Arbeit) als unsystematisches Risiko, in der Literatur zum CAPM dagegen als systematisches Risiko bezeichnet.

¹⁸Vgl. z. B. Ferson (1995), S. 146 ff.

Aufbauend auf diesem Grundmodell wird die unbeobachtbare, zeitabhängige Faktorsensitivität b_{ikt} als lineare Funktion fundamentaler Merkmale D_l ($l = 1, \dots, L$) mit den Merkmalsausprägungen d_{ilt-1} ¹⁹ für Unternehmen i im Zeitpunkt $t - 1$ modelliert als²⁰

$$b_{ikt} = d_{i0} + \sum_{l=1}^L c_{lk} d_{ilt-1} \quad \forall i, k, t, \quad (\text{MA3})$$

wobei die c_{lk} unternehmensunabhängige Konstanten sind, während die d_{i0} unternehmensabhängig sein können. c_{lk} gibt an, wie stark die Faktorsensitivität b_{ikt} von dem Unternehmensmerkmal D_l beeinflusst wird. Die Merkmalsausprägungen d_{ilt-1} sind zu Beginn der Periode t (im Zeitpunkt $t - 1$) beobachtbar und quantifizierbar; sie sind im Zeitpunkt $t - 1$ öffentlich verfügbare Informationen. Die Konstanten d_{i0} und c_{lk} sind dagegen unbeobachtbar.

Die Zerlegung (MA3) läßt sich als Operationalisierung des unbeobachtbaren, zeitabhängigen systematischen Risikos eines Wertpapiers interpretieren.²¹ Diese Operationalisierung hat allgemeinen Charakter, da nicht notwendig vorausgesetzt ist, daß fundamentale Größen das gesamte systematische Risiko erklären. Vielmehr kann es unternehmensspezifische Komponenten im systematischen Risiko geben (d_{i0}), die unabhängig von fundamentalen Größen sind (feste Effekte).

Setzt man die Zerlegung der Faktorsensitivitäten in das statistische Modell (4.6) ein, so ergibt sich

$$\begin{aligned} \tilde{r}_{it} &= d_{i0} \tilde{F}_{0t} + \sum_{l=1}^L d_{ilt-1} \tilde{F}_{lt} + \tilde{\epsilon}_{it} \quad \forall i, t, \\ \text{mit } \tilde{F}_{0t} &= \sum_{k=1}^K (\lambda_k^* + \tilde{v}_{kt}^*) \quad \forall t, \quad \tilde{F}_{lt} = \sum_{k=1}^K c_{lk} (\lambda_k^* + \tilde{v}_{kt}^*) \quad \forall l, t. \end{aligned} \quad (\text{M})$$

Mit $E_{t-1}[\tilde{F}_{0t}] = \lambda_0 \quad \forall t$ und $E_{t-1}[\tilde{F}_{lt}] = \lambda_l \quad \forall l, t$, wobei λ_0 und λ_l Konstanten bezeichnen,

¹⁹Um die Notation einheitlich zu halten, werden in dieser Arbeit grundsätzlich mehrere Subindizes hinsichtlich eines Symbols nicht durch Kommas voneinander getrennt.

²⁰Dieser Ansatz entspricht dem Modell, das Rosenberg (1974) im Rahmen des CAPM anwendet. Ähnliche Modellierungen finden sich in Studien zum bedingten CAPM, z. B. in Ferson/Harvey (1998) und in Shanken (1990). In Ferson/Schadt (1996) wird Beta ebenfalls als lineare Funktion beobachtbarer Variablen dargestellt, allerdings handelt es sich hier um makroökonomische und nicht um unternehmensspezifische Größen.

²¹Das Modell berücksichtigt somit die Ergebnisse empirischer Studien, nach denen systematisches Risiko zeitabhängig ist. Vgl. Kapitel 3.6.2.

ergibt sich für Bewertungsgleichung (MA2)

$$E_{t-1}[\tilde{r}_{it}] = d_{i0}\lambda_0 + \sum_{l=1}^L d_{ilt-1}\lambda_l \quad \forall i, t. \quad (\text{M}')$$

In dem statistischen Modell (M) haben die Faktoren eine andere Bedeutung als im Faktormodell (MA1).²² Während die (ursprünglichen) Faktoren \tilde{v}_{kt}^* nach ihrer Art klassifiziert sind, erfassen die modifizierten Faktoren \tilde{F}_{lt} ($l = 1, \dots, L$) diejenigen Teile verschiedener ursprünglicher Faktoren, die über das Unternehmensmerkmal D_l auf die Rendite eines Wertpapiers einwirken. Die Auswirkungen des Faktors \tilde{F}_{0t} (Basisfaktor) auf die Aktienrenditen ergeben sich dagegen nicht in Abhängigkeit fundamentaler Merkmale der Unternehmen.²³

Ein kurzes Beispiel soll die Zusammenhänge verdeutlichen: Angenommen, es existieren zwei makroökonomische Faktoren, wobei Faktor \tilde{v}_{1t}^* das (nicht antizipierte) Wachstum des Bruttosozialproduktes und Faktor \tilde{v}_{2t}^* die Kursänderung des US-\$ ist. Die bewertungsrelevanten Unternehmensmerkmale sind der Verschuldungsgrad (D_1), das Buch-Marktwert-Verhältnis (D_2) und der Auslandsanteil am Umsatz (D_3). Der Auslandsanteil d_{i3t-1} am Umsatz von Unternehmen i zu Beginn von Periode t sei per definitionem die Sensitivität gegenüber dem modifizierten Faktor \tilde{F}_{3t} . Dieser Faktor berücksichtigt diejenigen Teile der Risikofaktoren „Wachstum des Bruttosozialproduktes“ und „Wechselkursänderung“, die sich aufgrund der spezifischen Exportabhängigkeit von Unternehmen i auf die Rendite von Aktie i auswirken. Der Rest des Einflusses der beiden makroökonomischen Faktoren auf die Wertpapierrendite wird über die beiden anderen modifizierten Faktoren \tilde{F}_{1t} und \tilde{F}_{2t} aufgefangen. Es wird deutlich, daß der Faktor \tilde{F}_{3t} nicht mehr so einfach zu interpretieren ist wie die ursprünglichen, makroökonomischen Faktoren. Er stellt eine „Mischung“ makroökonomischer Größen dar, die die Renditen exportabhängiger Unternehmen beeinflussen.

In dem vorliegenden Modellrahmen läßt sich der Begriff „Anlagestil“ genau definieren. Dafür bezeichnet man die durchschnittlichen Ausprägungen der Merkmale D_m

²²Das statistische Modell (M) sieht auf den ersten Blick wie ein Faktormodell aus. Die gleichzeitige Annahme von Faktormodell (MA1), Bewertungsgleichung (MA2) und Zerlegung (MA3) ergibt ein statistisches Modell, das keine Annahmen über die Bewertung von Risiko und Ertrag voraussetzen scheint. Dieser Anschein täuscht jedoch: ein „echtes“ Faktormodell oder ein statistisches Modell zur nicht-exakten Faktorbewertung enthielte noch einen Summanden, der unabhängig von gemeinsamen Faktoren ist.

²³Es soll nochmals betont werden, daß die Gleichungen (M) und (M') mit dem CAPM vereinbar sind. Die Gleichungen lassen sich darüber herleiten, daß zusätzlich zu den Annahmen des CAPM das Faktormodell (MA1) und die Zerlegung (MA3) gilt.

($m = 1, \dots, L, L + 1, \dots, L'$) der Aktien im Portefeuille P in Periode t mit $d_{P_{mt-1}} = \sum_{i=1}^N x_{iPt} d_{imt-1}$, wobei x_{iPt} den Anteil von Aktie i im Portefeuille P in Periode t bezeichnet. Es soll gelten: Ein Fondsmanager verfolgt einen Anlagestil, wenn die Portefeuilleoptimierung merkmalsorientiert erfolgt, d. h., wenn die durchschnittlichen Ausprägungen eines fundamentalen Merkmals in die Nebenbedingungen oder die Zielfunktion des Portefeuilleoptimierungsmodells eingehen. Zum Beispiel liegt ein Anlagestil vor, wenn das Portefeuille unter den Nebenbedingungen zusammengestellt wird, daß das durchschnittliche Kurs-Gewinn-Verhältnis des Portefeuilles kleiner als zehn und das durchschnittliche Buch-Marktwert-Verhältnis des Portefeuilles größer als 0,7 ist. Ein „konstanter Anlagestil“ liegt vor, wenn die durchschnittlichen Ausprägungen einzelner Merkmale nicht zeitabhängig sind.

Die Bewertungsrelevanz eines Anlagestils ist an die Bewertungsrelevanz des zugehörigen unternehmensspezifischen fundamentalen Merkmals geknüpft. Ein Merkmal D_l und der Anlagestil hinsichtlich dieses Merkmals sind genau dann bewertungsrelevant, wenn für den Erwartungswert λ_l des modifizierten Faktors l gilt:

$$\lambda_l \neq 0. \quad (4.7)$$

Der oben beispielhaft angeführte Anlagestil hinsichtlich des Kurs-Gewinn-Verhältnisses (Buch-Marktwert-Verhältnisses) ist also dann bewertungsrelevant, wenn sich mit einer Änderung des durchschnittlichen Kurs-Gewinn-Verhältnisses (Buch-Marktwert-Verhältnisses) des Portefeuilles auch die erwartete Rendite des Portefeuilles ändert.

Zusammenfassend ist festzuhalten, daß die vorliegende Arbeit auf einem Modell (exakter) arbitragefreier Bewertung basiert, das ein Mehr-Faktoren-Modell unterstellt. Die Faktorsensitivitäten sind zeitabhängig und ergeben sich als lineare Funktion unternehmensspezifischer fundamentaler Merkmale. Tabelle 4.1 gibt einen zusammenfassenden Überblick über das Bewertungsmodell und das statistische Modell zur anlagestilorientierten Performancemessung.

Allgemeine Annahmen	
<ul style="list-style-type: none"> • Es gilt das Faktormodell 	$\tilde{r}_{it} = E_{t-1}[\tilde{r}_{it}] + \sum_{k=1}^K b_{ikt} \tilde{v}_{kt}^* + \tilde{\epsilon}_{it} \quad \forall i, t, \text{ mit} \quad (\text{MA1})$ $\text{cov}_{t-1}[\tilde{v}_{kt}^*, \tilde{\epsilon}_{it}] = 0 \quad \forall i, k, t, \quad E_{t-1}[\tilde{v}_{kt}^*] = 0 \quad \forall k, t,$ $\tilde{v}_{k1}^*, \dots, \tilde{v}_{kT}^* \sim \text{i. i. d.} \quad \forall k \text{ und } E_{t-1}[\tilde{\epsilon}_{it}] = 0 \quad \forall i, t.$
<ul style="list-style-type: none"> • Der Kapitalmarkt ist vollkommen und arbitragefrei. Es liegt exakte Faktorbewertung vor: 	$E_{t-1}[\tilde{r}_{it}] = \sum_{k=1}^K b_{ikt} \lambda_k^* \quad \forall i, t. \quad (\text{MA2})$
<ul style="list-style-type: none"> • Das Maß für das zeitabhängige systematische Risiko einer Aktie, b_{ikt}, ergibt sich als lineare Funktion unternehmensspezifischer fundamentaler Merkmale: 	$b_{ikt} = d_{i0} + \sum_{l=1}^L c_{lk} d_{ilt-1} \quad \forall i, k, t. \quad (\text{MA3})$
Statistisches Modell	
	$\tilde{r}_{it} = d_{i0} \tilde{F}_{0t} + \sum_{l=1}^L d_{ilt-1} \tilde{F}_{lt} + \tilde{\epsilon}_{it} \quad \forall i, t, \quad (\text{M})$ <p style="margin-top: 10px;">mit $\tilde{F}_{0t} = \sum_{k=1}^K (\lambda_k^* + \tilde{v}_{kt}^*) \quad \forall t$ und $\tilde{F}_{lt} = \sum_{k=1}^K c_{lk} (\lambda_k^* + \tilde{v}_{kt}^*) \quad \forall l, t.$</p>
Bewertungsmodell	
	$E_{t-1}[\tilde{r}_{it}] = d_{i0} \lambda_0 + \sum_{l=1}^L d_{ilt-1} \lambda_l \quad \forall i, t, \quad (\text{M}')$ <p style="margin-top: 10px;">mit $\lambda_0 = E_{t-1}[\tilde{F}_{0t}] \quad \forall t$ und $\lambda_l = E_{t-1}[\tilde{F}_{lt}] \quad \forall l, t.$</p>

Tabelle 4.1: Bewertungsmodell und statistisches Modell zur anlagestilorientierten Performancemessung

4.2.2 Weitere Annahmen

Zusätzlich zu dem dargestellten Modell werden folgende weitere Annahmen getroffen:²⁴

(P4') Faktorportefeuilles: Es sind Portefeuilles $P_{(l)t}$ ($l = 0, \dots, L$) mit den Portefeuilleanteilen $x_{1(l)t}, \dots, x_{N(l)t}$ handelbar, deren Überschußrenditen $\tilde{r}_{(l)t}$ den Risikofaktoren \tilde{F}_{lt} entsprechen.

Die Überschußrendite des Faktorportefeuilles $P_{(0)t}$ entspricht dem Basisfaktor. Die übrigen Faktorportefeuilles $P_{(l)t}$ ($l = 1, \dots, L$) werden als „Stilportefeuilles“ bezeichnet, da $P_{(l)t}$ aufgrund der Definition $\tilde{r}_{(l)t} = \tilde{F}_{lt} \forall l, t$ einem Portefeuille entspricht, das in jeder Periode eine Sensitivität von eins gegenüber dem Risikofaktor \tilde{F}_{lt} und von null gegenüber allen anderen Risikofaktoren \tilde{F}_{jt} ($j = 0, \dots, L; j \neq l$) besitzt. Das Faktorportefeuille $P_{(l)t}$ weist also einen konstanten Anlagestil hinsichtlich Merkmal D_l auf.²⁵

(P5') Informationsfähigkeiten: Die wertpapierspezifische Rendite \tilde{c}_{it} ($i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$) ergibt sich als Summe aus Selektionssignal \tilde{z}_{it} und dem Störterm \tilde{c}'_{it} mit $E_{t-1}[\tilde{z}_{it}] = E_{t-1}[\tilde{c}'_{it}] = 0 \forall i, t$, wobei $\tilde{c}'_{i1}, \dots, \tilde{c}'_{iT} \sim \text{i. i. d.} \forall i$ und $\tilde{z}_{i1}, \dots, \tilde{z}_{iT} \sim \text{i. i. d.} \forall i$ gelten. Die nach Informationszugang verbleibenden Zufallseinflüsse \tilde{c}'_{it} sind jeweils unabhängig von den Informationssignalen \tilde{z}_{it} . Die Fondsmanager besitzen keine Informationsfähigkeiten hinsichtlich der Renditen der Faktorportefeuilles (Timingfähigkeit).²⁶

Gemäß diesen Annahmen gilt

$$\tilde{r}_{it} = d_{i0}\tilde{r}_{(0)t} + \sum_{l=1}^L d_{il}{}_{t-1}\tilde{r}_{(l)t} + \underbrace{\tilde{z}_{it} + \tilde{c}'_{it}}_{\tilde{c}_{it}} \quad \forall i, t. \quad (4.8)$$

Unter den dargestellten Bedingungen ergibt sich die Überschußrendite eines Fonds P als

$$\tilde{r}_{Pt} = \tilde{d}_{P0t}\tilde{r}_{(0)t} + \sum_{l=1}^L \tilde{d}_{Plt-1}\tilde{r}_{(l)t} + \sum_{i=1}^N \tilde{w}_{iPt}\tilde{c}_{it} \quad \forall t,$$

²⁴Diese Annahmen sind ausschließlich für die anlagestilorientierte Performancemessung zu treffen. Sie sind nicht notwendig für die im Kapitel 5 dargestellte empirische Identifikation der bewertungsrelevanten Anlagestile.

²⁵Stilportefeuilles lassen sich als (Stil-)Indexzertifikate interpretieren.

²⁶Die Vernachlässigung von Timingfähigkeiten dient zur Vereinfachung des Modells. Diese Annahme steht im Einklang mit empirischen Studien, die in der Mehrzahl zu dem Ergebnis gelangen, daß Fondsmanager keine Timingfähigkeit besitzen. Vgl. Kapitel 3.6.1.

mit $\tilde{d}_{P0t} = \sum_{i=1}^N \tilde{w}_{iP_t} d_{i0} + \tilde{w}_{(0)P_t} \forall t$ und $\tilde{d}_{P_{l,t-1}} = \sum_{i=1}^N \tilde{w}_{iP_t} d_{ilt-1} + \tilde{w}_{(l)P_t} \forall l, t$. Das Symbol \tilde{w}_{iP_t} bezeichnet den expliziten Anteil von Wertpapier i im Fonds P in Periode t , und $\tilde{w}_{(l)P_t}$ ($l = 0, \dots, L$) bezeichnet den Anteil²⁷ des Fondsvermögens, der im Faktorportefeuille l angelegt ist. Die Portefeuilleanteile sind (aus Sicht der öffentlich informierten Investoren) Zufallsvariablen, da der Fondsmanager sie in Abhängigkeit der zufälligen Selektionssignale festlegt. Die Bestimmungsgrößen des bewertungsrelevanten Risikos des Portefeuilles, \tilde{d}_{P0t} und $\tilde{d}_{P_{l,t-1}}$, sind aus Sicht der öffentlich informierten Investoren demnach ebenfalls stochastisch, da sie sich jeweils als Funktion der expliziten Anteile in den einzelnen Wertpapieren bzw. der Anteile in den Stilportefeuilles ergeben. Da die Stilportefeuilles handelbar sind, kann der Fondsmanager Entscheidungen über den Anlagestil (d. h. über die Sensitivitäten $d_{P_{l,t-1}}$) unabhängig von Entscheidungen über das Eingehen wertpapierspezifischer Risiken realisieren.²⁸

Aufbauend auf diesen Überlegungen werden die Anlagestile der Investmentfonds und die festen Effekte im systematischen Risiko der Fonds wie folgt modelliert:

(P6) Alle Investmentfonds h ($h = 1, \dots, H$) verfolgen einen konstanten Anlagestil $\mathbf{d}_{h\mathbf{L}} = (d_{h1}, \dots, d_{hL})'$ hinsichtlich der bewertungsrelevanten Merkmale D_l ($l = 1, \dots, L$); es gilt $\text{prob}[\tilde{d}_{hlt} = d_{hl}] = 1 \forall l, t$, mit d_{hl} als Konstanten.²⁹

(P7) Die festen Effekte im systematischen Risiko der Fonds h ($h = 1, \dots, H$) sind nicht zeitabhängig; es gilt $\text{prob}[\tilde{d}_{h0t} = d_{h0}] = 1 \forall t$, mit d_{h0} als Konstante.

Annahme (P7) unterstellt einen „Diversifikationseffekt“ hinsichtlich des wertpapierspezifischen festen Effektes; es wird angenommen, daß der feste Effekt im systematischen Risiko durch die Portefeuillebildung auf einen zeitunabhängigen „globalen Mittelwert“ gedrückt wird. Unter den dargestellten Annahmen ergibt sich die Überschußrendite des Fonds P als

$$\tilde{r}_{P_t} = \sum_{l=0}^L d_{Pl} \tilde{r}_{(l)t} + \sum_{i=1}^N \tilde{w}_{iP_t} \underbrace{(\tilde{z}_{it} + \tilde{c}'_{it})}_{\tilde{\varepsilon}_{it}} \quad \forall t. \quad (4.9)$$

²⁷Vgl. die Definition von expliziten Anteilen im Kapitel 2.3.1.

²⁸Vgl. das Modell aus Kapitel 2.3.3.1.

²⁹Ein konstanter Anlagestil ist in dem dargestellten Modellrahmen für einen dem (μ, σ) -Prinzip folgenden Portefeuillemanager optimal. Diese Aussage ergibt sich in Analogie zur Herleitung von (2.9), wenn unterstellt wird, daß die Risikoaversion des Portefeuillemanagers nicht zeitabhängig ist.

Für die statistischen Tests wird analog zu Kapitel 2.3.1 teilweise folgende Annahme unterstellt:

(Z1') Die wertpapierspezifischen Störgrößen $\tilde{\epsilon}'_{it}$, die Selektionssignale \tilde{z}_{it} und die Risikofaktoren \tilde{v}^*_{kt} sind multivariat normalverteilt. Ebenso sind die fondsspezifischen Störterme und die Risikofaktoren multivariat normalverteilt.

4.2.3 Selektionsfähigkeit und Performance

Zerlegt man in dem dargestellten Modellrahmen die vor Zugang der Information $\tilde{\mathbf{z}}_t = (\tilde{z}_{1t}, \dots, \tilde{z}_{Nt})'$ erwartete Überschußrendite eines Fonds P mit konstantem Anlagestil, so ergibt sich:

$$\begin{aligned} E_{t-1}[E_{t-1}[\tilde{r}_{Pt}|\tilde{\mathbf{z}}_t]] &= E[\tilde{r}_{Pt}] = E\left[\sum_{l=0}^L d_{Pl}\tilde{r}_{(l)t} + \sum_{i=1}^N \tilde{w}_{iPt}(\tilde{z}_{it} + \tilde{\epsilon}'_{it})\right] \\ &= \sum_{l=0}^L d_{Pl}E[\tilde{r}_{(l)t}] + \underbrace{\sum_{i=1}^N \text{cov}[\tilde{w}_{iPt}, \tilde{z}_{it}]}_{\text{SK}_{Pt}} \quad \forall t. \end{aligned} \quad (4.10)$$

Die Zerlegung der erwarteten Rendite eines Fonds läßt sich wie folgt interpretieren: Der erste Summand in (4.10) gibt die Risikoprämie für das übernommene bewertungsrelevante Risiko an. Dieser Teil beruht nicht auf Informationsfähigkeiten des Fondsmanagers; jeder öffentlich informierte Investor, der ein passives Portefeuille mit dem gleichen bewertungsrelevanten Risiko bzw. dem gleichen Anlagestil wie P hält, erzielt eine erwartete Überschußrendite in Höhe von $\sum_{l=0}^L d_{Pl}E[\tilde{r}_{(l)t}]$.

Der zweite Summand von (4.10) ist abhängig von der Selektionsfähigkeit des Portefeuillemanagers. Er ist um so größer, je mehr der Portefeuillemanager auf positive (negative) wertpapierspezifische Signale mit einer Übergewichtung (Untergewichtung) der betreffenden Aktie reagiert. Da sich die Portefeuilleanteile w_{iPt} als Funktion der Selektionssignale z_{it} ergeben, ist $\text{SK}_{Pt} \neq 0$ notwendig und hinreichend für das Vorliegen von Selektionsfähigkeit in Periode t (Eigenschaft (E1)).³⁰ Ist das Risikoverhalten der Fondsmanager nicht zeitabhängig, so ist die Selektionskomponente im Zeitablauf konstant; wie im Kapitel 2 wird sie deshalb im folgenden mit SK_P bezeichnet.

³⁰Für einen Kapitalmarkt, auf dem sich die Renditen gemäß einem Mehr-Faktoren-Modell ergeben, wird dieses Ergebnis erstmals von Connor/Korajczyk (1986) gezeigt. Sie unterstellen die APT mit unendlich vielen Wertpapieren und betrachten den Zwei-Zeitpunkt-Fall.

Auch die Aussagen zur Vorteilhaftigkeit von Fonds bleiben im Vergleich zum Grundmodell der klassischen Performancemessung unverändert: Ist die Selektionskomponente des Fonds P positiv, zieht es jeder dem (μ, σ) -Prinzip folgende, risikoscheue Investor – im Vergleich zu einem Portefeuille bestehend aus den Faktorportefeuilles vor –, einen Teil seines Vermögens in den Fonds P anzulegen.

Gemäß (4.10) läßt sich die Performance SK_P als Differenz der erwarteten Überschußrendite des Fonds und der erwarteten Überschußrendite eines Benchmarkportefeuilles mit gleichem Anlagestil – d. h. eines Portefeuilles mit gleichem bewertungsrelevanten Risiko – ermitteln. Diese Formulierung bildet die Grundlage für die Verfahren der anlagestilorientierten Performancemessung:

$$SK_P = E[\tilde{r}_{Pt}] - \sum_{l=0}^L d_{Pl} E[\tilde{r}_{(l)t}] \quad \forall t. \quad (4.11)$$

4.2.4 Zur Notwendigkeit einer anlagestilorientierten Performancemessung

Die vorangehenden Kapitel beschreiben einen Modellrahmen, in dem der Anlagestil eines Fonds sein bewertungsrelevantes Risiko bestimmt. Die Ausführungen zeigen, daß unter den Modellannahmen die Performance eines Investmentfonds über den Vergleich der erwarteten Fondsrendite mit der erwarteten Rendite eines Benchmarkportefeuilles mit gleichem Anlagestil ermittelt werden kann.

Es ist zu betonen, daß in diesem Modellrahmen auch die klassischen Performancemaße zur korrekten Einschätzung der Performance führen können. Dies läßt sich wie folgt begründen: Auf einem vollkommenen Kapitalmarkt im Mehr-Zeitpunkt-Modell gilt das Prinzip der Arbitragefreiheit analog zu (4.2) genau dann, wenn für alle Zeitpunkte t ($t = 1, \dots, T$) gilt:

$$E_{t-1}[\tilde{r}_{it}] = \frac{\text{cov}_{t-1}[\tilde{r}_{it}, \tilde{Z}_t^+]}{\text{cov}_{t-1}[\tilde{r}_{Qt}, \tilde{Z}_t^+]} E_{t-1}[\tilde{r}_{Qt}] \quad \forall i, \quad (4.12)$$

wobei \tilde{Z}_t^+ den stochastischen Diskontierungsfaktor für Periode t und \tilde{r}_{Qt} die Überschußrendite eines beliebigen Portefeuilles Q bezeichnen. Die arbitragefreie Bewertung kann in diesem Fall stets durch folgendes Ein-Faktor-Modell erklärt werden:³¹

$$\tilde{r}_{it} = a_{it} + b_{it} \tilde{Z}_t^+ + \tilde{\epsilon}_{it} \quad \forall i, t, \quad (4.13)$$

³¹Vgl. Franke (1994), S. 129 f.

mit a_{it} als wertpapierspezifischer Konstante, $E_{t-1}[\tilde{\epsilon}_{it}] = 0 \forall i, t$ und $\text{cov}_{t-1}[\tilde{Z}_t^+, \tilde{\epsilon}_{it}] = 0 \forall i, t$. Ist es nun analog zu Annahme (P4) aus dem Zwei-Zeitpunkt-Fall möglich, den Risikofaktor \tilde{Z}_t^+ in jedem Zeitpunkt durch ein Portefeuille $Z(t)$ von Zahlungsansprüchen zu duplizieren, so folgt aus (4.12)

$$E_{t-1}[\tilde{r}_{it}] = \beta_{iZ(t)t-1} E_{t-1}[\tilde{r}_{Z(t)t}] \quad \forall i, t, \quad \text{mit} \quad (4.14)$$

$$\beta_{iZ(t)t-1} = \frac{\text{cov}_{t-1}[\tilde{r}_{it}, \tilde{r}_{Z(t)t}]}{\text{var}_{t-1}[\tilde{r}_{Z(t)t}]}$$

und $\tilde{r}_{Z(t)t}$ als Überschußrendite von Portefeuille $Z(t)$ in Periode t . Gemäß dem Äquivalenztheorem³² ist Bewertungsgleichung (4.14) äquivalent dazu, daß Portefeuille $Z(t)$ in Periode t risikoeffizient ist.

Ein Vergleich mit dem Modell der klassischen Performancemessung zeigt, daß sich die arbitragefreie Bewertung im Mehr-Zeitpunkt-Fall so darstellen läßt, daß in jeder Periode die Annahmen der klassischen Performancemessung erfüllt sind. Die Aussagen hinsichtlich der klassischen Performancemaße aus dem Zwei-Zeitpunkt-Modell gelten dementsprechend auch für das Mehr-Zeitpunkt-Modell, wobei $Z(t)$ der relevante Benchmark ist. Ist die Struktur des Portefeuilles $Z(t)$ für alle Perioden t bekannt, so lassen sich alle klassischen Performancemaße schätzen. Alle im Kapitel 3 dargestellten Schlüsse von den Performancemaßen auf die Informationsfähigkeiten der Portefeuillemanager und die Vorteilhaftigkeit der Fonds sind zulässig. Demnach ist die Existenz bewertungsrelevanter Anlagestile für sich allein gesehen noch kein Grund dafür, von der klassischen Performancemessung abzurücken.

Das Problem der klassischen Performancemessung besteht in dem dargestellten Mehr-Zeitpunkt-Modell darin, daß die (zeitabhängige) Struktur von $Z(t)$ nicht bekannt ist; das Modell gibt nicht einmal allgemeine Hinweise, wie die Struktur von $Z(t)$ in den einzelnen Perioden zu bestimmen ist.³³ Mit Blick auf diese Vergleichsbasis wird der Vorteil der anlagestilorientierten Performancemessung offensichtlich: Er liegt in der Operationalisierung des unbeobachtbaren, risikoeffizienten Portefeuilles $Z(t)$. Bei der anlagestilorientierten Performancemessung dient eine Kombination von Stilindizes hinsichtlich der bewertungsrelevanten fundamentalen Merkmale zusammen mit einem Proxy für den Basisfaktor als Benchmark. Da die Struktur der Faktorportefeuilles unbekannt ist,

³²Vgl. Kapitel 3.6.2.

³³Vgl. auch Kapitel 3.6.2.

ist die Benchmarkwahl zwar weiterhin willkürlich, aber die Eigenschaften der Stilportefeuilles sind eindeutig definiert, und ihre Struktur ergibt sich in Abhängigkeit der beobachtbaren fundamentalen Merkmale. So bestehen zumindest Anhaltspunkte für die Konstruktion der Stilindizes im Rahmen der ex-post-Ermittlung der Performance. Die anlagestilorientierte Performancemessung stellt also grundsätzlich kein neues Verfahren der Performancemessung dar, sondern entspricht einem Wechsel des Benchmarks: Statt aus einem einzigen Portefeuille besteht das Benchmarkportefeuille aus einer Kombination von Stilindizes und dem Proxy für den Basisfaktor. Die klassischen Performancemaße können diesen Benchmarkwechsel nur zum Teil mitvollziehen. Die Treynor-Ratio ist bei einem mehrdimensionalen Benchmark nicht sinnvoll zu ermitteln, da sie nur auf der Basis eines statistischen Modells mit einem Faktor definiert ist. Die Sharpe-Ratio dagegen ist ohne Änderungen anwendbar, da sie sich nicht in Abhängigkeit eines Benchmarks ergibt. Jensen-Maß und Appraisal-Ratios lassen sich – in leicht abgewandelter Form – auch für einen mehrdimensionalen Benchmark ermitteln. Ein neues Performancemaß ist die Stil-Performance nach Sharpe, die auf dem Verfahren der Stilanalyse beruht. Das folgende Kapitel erläutert die anlagestilorientierten Performancemaße.

4.3 Anlagestilorientierte Performancemaße

4.3.1 Stil-Alphas

In dem dargestellten Modellrahmen gibt die Selektionskomponente SK_P die Performance von Investmentfonds P an. Aufgrund der Analogie zur Ermittlung des klassischen Jensen-Alphas soll dieses Performancemaß im folgenden als „Stil-Alpha“³⁴ $JS_{P\mathbf{L}}$ bezeichnet werden, wobei \mathbf{L} den Benchmark angibt. Das (ex ante) Stil-Alpha ergibt sich

³⁴Connor/Korajczyk (1986) und Lehmann/Modest (1987), die erstmals eine Performancemessung auf der Basis eines Mehr-Faktoren-Modell vorschlagen, bezeichnen das sich ergebende Performancemaß weiterhin als Jensen-Maß.

als Regressionskonstante aus der Regression

$$\begin{aligned}\tilde{r}_{Pt} &= JS_{PL} + \sum_{l=0}^L d_{Pl} \tilde{r}_{(l)t} + \tilde{\epsilon}_{Pt} \quad \forall t, \\ \tilde{\epsilon}_{Pt} &= \sum_{i=1}^N \tilde{w}_{iPt} \tilde{\epsilon}_{it} - E \left[\sum_{i=1}^N \tilde{w}_{iPt} \tilde{\epsilon}_{it} \right], \\ \text{cov}[\tilde{r}_{(l)t}, \tilde{\epsilon}_{Pt}] &= 0 \quad \forall l, t, \quad \tilde{\epsilon}_{P1}, \dots, \tilde{\epsilon}_{PT} \sim \text{i.i.d.}\end{aligned}\tag{4.15}$$

Das (ex ante) Stil-Alpha entspricht der Selektionskomponente, so daß die Identifikation von Selektionsfähigkeit eindeutig möglich ist (Eigenschaft (E1)).³⁵ Ein Vergleich mehrerer Fonds anhand der Rangfolge der Stil-Alphas ist nicht sinnvoll, da mit der Ermittlung der Stil-Alphas nur eine Risikoadjustierung (bzw. Stiladjustierung) zwischen Fonds und Benchmark, nicht jedoch zwischen den einzelnen Fonds erfolgt.

Wären die Strukturen der L Faktorportefeuilles bekannt, ließen sich die Stil-Alphas erwartungstreu schätzen. In empirischen Untersuchungen sind die Strukturen dieser Portefeuilles jedoch nicht bekannt, so daß die Stil-Alphas hinsichtlich einer Kombination \mathbf{X} von Stilindizes (Stilindexkombination) ermittelt werden, die als Proxy für die L Risikofaktoren dient. Das geschätzte Stil-Alpha $\hat{J}\tilde{S}_{P\mathbf{X}}$ aus der Regression der Überschußrenditen des Fonds P auf die Überschußrenditen der Stilindizes läßt sich als Differenz der durchschnittlichen Überschußrendite des Fonds und der eines Benchmarkportefeuilles mit gleichem Anlagestil interpretieren.

Die auf diese Weise ermittelten Stil-Alphas unterscheiden sich insbesondere dann von den Jensen-Maßen der klassischen Performancemessung, wenn die Investmentfonds Anlagestile verfolgen, die von dem Anlagestil des Indexportefeuilles abweichen, das im Rahmen der klassischen Performancemessung als Benchmark dient. Dieser Zusammenhang wird wie folgt ersichtlich: Unterstellt man, daß sich der Anlagestil des Fonds P

³⁵Eigenschaft (E3) ist vor dem Hintergrund des vorliegenden Modellrahmens nicht mehr sinnvoll, da Timingfähigkeiten per Konstruktion ausgeschlossen sind.

als „Vielfaches“ des Anlagestils des risikoineffizienten Indexes I ergibt, d. h.

$$\mathbf{d}_{PL} = c\mathbf{d}_{IL}, \quad (4.16)$$

wobei c eine Konstante bezeichnet, und daß $\mathbf{d}_{P0} = c\mathbf{d}_{I0}$ gilt, so folgt

$$\tilde{r}_{Pt} = JS_{PL} + c \sum_{l=0}^L d_{Il} \tilde{r}_{(l)t} + \tilde{\epsilon}_{Pt}.$$

Setzt man $\tilde{r}_{It} = \sum_{l=0}^L d_{Il} \tilde{r}_{(l)t} + \tilde{\epsilon}_{It}$ in diese Gleichung ein, ergibt sich

$$\tilde{r}_{Pt} = JS_{PL} + c\tilde{r}_{It} - c\tilde{\epsilon}_{It} + \tilde{\epsilon}_{Pt}. \quad (4.17)$$

Dieses Modell ist dem der klassischen Performancemessung zugrundeliegenden Regressionsmodell (3.5) sehr ähnlich. Wird das klassische Regressionsmodell geschätzt, obwohl (4.17) gilt, unterscheidet sich das Jensen-Maß \hat{J}_{PI} (im Erwartungswert) nur geringfügig von dem Stil-Alpha JS_{PL} .³⁶ Verfolgen Investmentfonds also hauptsächlich Anlagestile, die proportional zum Stil des Indexportefeuilles aus der klassischen Performancemessung sind, so weichen die Ergebnisse der klassischen und der anlagestilorientierten Performancemessung nicht weit voneinander ab. Da Indexportefeuilles üblicherweise gut diversifizierte, marktwertgewichtete Portefeuilles sind, hängt der Stellenwert der anlagestilorientierten Performancemessung tendenziell davon ab, wie stark sich die Anlagestile der Fonds vom durchschnittlichen Stil des Marktsegmentes („Marktstil“) unterscheiden. Im empirischen Teil der vorliegenden Arbeit wird deshalb zunächst analysiert, inwiefern deutsche Fonds vom Marktstil abweichende Anlagestile verfolgen.

In diesem Zusammenhang ist zu betonen, daß im Rahmen der Stil-Alpha-Regression (4.15) indirekt auch eine Analyse des Anlagestils des Fonds durchgeführt wird. Unter den Voraussetzungen, daß der Anlagestil des Fonds und der feste Effekt in seinem systematischen Risiko nicht zeitabhängig sind,³⁷ ist die KQ-Schätzfunktion für die Regressionsparameter ein erwartungstreuer Schätzer für den Anlagestil des Fonds. Die Schätzfunktion $\hat{\mathbf{d}}_{PX} = (\hat{d}_{P1}, \dots, \hat{d}_{PX})'$ gibt den geschätzten Anlagestil des Fonds gemessen an einer Stilindexkombination \mathbf{X} an.

³⁶ \hat{J}_{PI} ist keine erwartungstreue Schätzfunktion für JS_{PL} , wie sich durch Einsetzen von (4.17) in die Schätzfunktion zeigen läßt.

³⁷ Vgl. die Annahmen (P6) und (P7).

4.3.2 Stil-Appraisal-Ratios

Analog zur Ermittlung der Stil-Alphas lassen sich Stil-Appraisal-Ratios hinsichtlich eines mehrdimensionalen Benchmarks ermitteln und interpretieren.³⁸ Die „Stil-Appraisal-Ratio“ und die „modifizierte Stil-Appraisal-Ratio“ von Investmentfonds P sind in der ex-ante- und der ex-post-Betrachtung definiert als

$$AS_{PL} = \frac{JS_{PL}}{\sigma[\tilde{\epsilon}_{Pt}]} \quad \text{und} \quad AS_{PL}^+ = \frac{JS_{PL}}{\sigma[\tilde{\epsilon}_{Pt}]^2}, \quad (4.18)$$

$$\hat{A}S_{PX} = \frac{\hat{J}S_{PX}}{\hat{\sigma}[\tilde{\epsilon}_{PXt}]} \quad \text{und} \quad \hat{A}S_{PX}^+ = \frac{\hat{J}S_{PX}}{\hat{\sigma}[\tilde{\epsilon}_{PXt}]^2}. \quad (4.19)$$

$\hat{\sigma}[\tilde{\epsilon}_{PXt}]$ gibt die geschätzte Standardabweichung des Störterms von P aus der Regression (4.15) hinsichtlich der Stilindexkombination \mathbf{X} an.

Die Stil-Appraisal-Ratios berücksichtigen im Gegensatz zum Stil-Alpha, daß mit der Abweichung von der Struktur des auf der Basis öffentlicher Informationen optimalen Portefeuilles unsystematisches Risiko auftritt. Die ausgewiesene Performance ist um so kleiner, je größer das eingegangene unsystematische Risiko des Fonds ist. Analog zur klassischen Appraisal-Ratio besitzt die (ex ante) Stil-Appraisal-Ratio die Eigenschaften (E1) und (E2). Die modifizierte Appraisal-Ratio besitzt die Eigenschaft (E1) und erlaubt – vor dem Hintergrund des portefeulletheoretischen Modells aus Kapitel 3.4 – Aussagen zur Rangfolge der Vorteilhaftigkeit der Fonds.

4.3.3 Stil-Performance nach Sharpe

Die anlagestilorientierte Performancemessung nach Sharpe (1992) basiert ähnlich wie das Stil-Alpha auf einer Zerlegung der Rendite eines Investmentfonds in eine Komponente, die auf dem Anlagestil des Fonds beruht (Stilkomponente), und eine fondsspezifische Komponente. Im Gegensatz zum Stil-Alpha läßt Sharpes Performancemaß jedoch einen zeitabhängigen Anlagestil zu. Sharpes Stil-Performance ergibt sich als erwartete fondsspezifische Rendite, d. h. als Differenz der erwarteten Rendite des Fonds und der erwarteten Rendite eines Benchmarkportefeuilles, das den gleichen erwarteten Anlagestil wie der Fonds besitzt.³⁹ Die „Risikoadjustierung“ erfolgt also im Unterschied zum

³⁸Vgl. insbesondere Connor/Korajczyk (1986) und Lehmann/Modest (1987).

³⁹In Sharpe (1992) wird das Performancemaß nur in der ex-post-Version dargestellt. In der vorliegenden Arbeit wird dagegen analog zu der Darstellung der übrigen Performancemaße zunächst die dazugehörige ex-ante-Version erläutert.

Stil-Alpha nicht anhand des tatsächlichen, sondern anhand des erwarteten Anlagestils des Fonds.

Dieses Performancemaß läßt sich wie folgt motivieren:⁴⁰ Die Stilkomponente ist der Teil der Fondsrendite, der sich aus dem auf der Basis öffentlicher Informationen erwarteten Anlagestil des Fonds ergibt. Sharpe unterstellt, daß sich der Anlagestil eines Investmentfonds im Zeitablauf ändern kann. Der Investor kennt jedoch den erwarteten Anlagestil in der nächsten Periode, oder er kann ihn schätzen. Da die Stilportefeuilles handelbar sind, kann der Investor die Stilkomponente auch ohne den Kauf des Investmentfonds über entsprechende Käufe bzw. Verkäufe der Stilportefeuilles realisieren. Ertrag und Risiko aus der Stilkomponente sind folglich dem Investor zuzurechnen. Dem Fondsmanager sind dagegen alle Entscheidungen zuzurechnen, die zu einer Abweichung vom erwarteten Anlagestil führen. Entsprechend diesen Überlegungen soll sich die Performance des Investmentfonds in der fondsspezifischen Rendite widerspiegeln.

Für die Schätzung des erwarteten Anlagestils eines Fonds P für Periode τ unterstellt Sharpe implizit folgendes multiples Regressionsmodell mit Nebenbedingungen ($\tau = 1, \dots, T$):

$$\begin{aligned} \tilde{R}_{Pt} &= \sum_{x=0}^X \bar{d}_{Px\tau-1} \tilde{R}_{(x)t} + \tilde{u}_{P\mathbf{X}t} \quad (t = \tau - T_c, \dots, \tau - 1), \\ \sum_{x=0}^X \bar{d}_{Px\tau-1} &= 1, \quad \text{cov}[\tilde{R}_{(x)t}, \tilde{u}_{P\mathbf{X}t}] = 0 \quad \forall x, t, \\ \tilde{u}_{P\mathbf{X}\tau-T_c}, \dots, \tilde{u}_{P\mathbf{X}\tau-1} &\sim \text{i. i. d.}, \end{aligned} \tag{4.20}$$

mit \tilde{R}_{Pt} als Rendite des Fonds P , $\tilde{R}_{(x)t}$ als Rendite der Stil- bzw. Faktorportefeuilles x ($x = 0, \dots, X$), $\tilde{u}_{P\mathbf{X}t}$ als fondsspezifischer Störterm gemessen an der Stilindexkombination \mathbf{X} und T_c als positiver Konstante. Das Symbol $\bar{d}_{Px\tau-1}$ bezeichnet den im Zeitpunkt $\tau - 1$ für die Periode τ erwarteten Anlagestil hinsichtlich Stilindex x . Der Vektor $\bar{\mathbf{d}}_{P\mathbf{X}\tau-1} = (\bar{d}_{P0\tau-1}, \bar{d}_{P1\tau-1}, \dots, \bar{d}_{PX\tau-1})'$ kennzeichnet den erwarteten Anlagestil des Investmentfonds hinsichtlich einer Stilindexkombination \mathbf{X} .⁴¹

⁴⁰Vgl. Sharpe (1992), S. 16 ff.

⁴¹Da $\sum_{x=0}^X \bar{d}_{Px\tau-1} = 1 \quad \forall \tau$ gilt, ist Sharpes Definition des Begriffs „Anlagestil“ etwas enger als die Definition aus Kapitel 4.2.1 dieser Arbeit. Zudem gibt es in Sharpes Modell keinen Basisfaktor, so daß sich die Interpretation von $\bar{d}_{P0\tau-1}$ ändert.

Ex post wird das Regressionsmodell (4.20) über $\tau = 1, \dots, T$ geschätzt. Die Schätzung des erwarteten Anlagestils erfolgt bei Sharpe jeweils anhand von $T_c = 60$ Beobachtungen. Als Ergebnis dieser „Stilanalyse“ erhält man T Vektoren $\hat{\mathbf{d}}_{P\mathbf{X}_{\tau-1}} = (\hat{d}_{P0\tau-1}, \hat{d}_{P1\tau-1}, \dots, \hat{d}_{PX\tau-1})'$ der geschätzten Regressionskoeffizienten. Diese Vektoren lassen sich jeweils als Anteilsvektoren von Benchmarkportefeuilles interpretieren, die sich aus Positionen in den Stilindexportefeuilles zusammensetzen. Sharpe schlägt vor, diese Benchmarkportefeuilles im Rahmen der Performancemessung anzuwenden.

Modell (4.20) schließt nicht aus, daß die Benchmarkportefeuilles negative Anteile in den Stilindexportefeuilles aufweisen. Um sicherzustellen, daß die Benchmarkportefeuilles realisierbare Alternativen für öffentlich informierte Investoren sind, wird vorgeschlagen, den erwarteten Anlagestil $\bar{\mathbf{d}}_{P\mathbf{X}_{\tau-1}}$ des Portefeuilles P in Periode τ unter der zusätzlichen Nebenbedingung zu schätzen, daß die Sensitivitäten gegenüber den Stilindizes zwischen null und eins liegen. Sharpe verwendet den folgenden quadratischen Programmierungsansatz ($\tau = 1, \dots, T$):

$$\begin{aligned} \min_{\hat{\mathbf{d}}_{P\mathbf{X}_{\tau-1}}} \quad & \sum_{t=\tau-60}^{\tau-1} \left(R_{Pt} - \sum_{x=0}^X \hat{d}_{Px\tau-1} R_{(x)t} \right)^2, \\ \text{u. d. Nb.} \quad & \sum_{x=0}^X \hat{d}_{Px\tau-1} = 1 \quad \text{und} \quad 0 \leq \hat{d}_{Px\tau-1} \leq 1 \quad \forall x. \end{aligned} \tag{4.21}$$

Es ist zu betonen, daß die Stilanalysen entsprechend (4.20) und (4.21) nicht die tatsächliche Zusammensetzung des Investmentfonds schätzen, sondern ein zeitkonstantes Benchmarkportefeuille bestimmen sollen. Der Renditeverlauf dieses Benchmarkportefeuilles soll im Sinne der Zielfunktion möglichst wenig von dem des zu beurteilenden Fonds abweichen.⁴² Das Ergebnis einer Stilanalyse über den Zeitraum $\tau - 60$ bis $\tau - 1$, der Vektor $\hat{\mathbf{d}}_{P\mathbf{X}_{\tau-1}}$, läßt sich daher als Durchschnittstil aus den realisierten Anlagestilen der vergangenen 60 Perioden deuten.⁴³

Auf der Basis der Ergebnisse der Stilanalyse ist die Stil-Performance zu ermitteln. Ex ante ergibt sich die Stil-Performance des Portefeuilles P hinsichtlich der Stilindexkom-

⁴²Vgl. Sharpe (1992), S. 13: „... style analysis provides measures that reflect how returns act, rather than a simplistic concept of what the portfolios include.“

⁴³Vgl. Sharpe (1992), S. 11. Der Vektor $\hat{\mathbf{d}}_{P\mathbf{X}_{\tau-1}}$ ist eine Realisation der Schätzfunktion $\bar{\mathbf{d}}_{P\mathbf{X}_{\tau-1}}$. Ist der Anlagestil des Investmentfonds zeitabhängig, lassen sich keine Standardaussagen über die Eigenschaften dieser Schätzfunktion treffen. Lobosco/DiBartolomeo (1997) leiten approximative Konfidenzintervalle für die Schätzfunktion her.

bination \mathbf{X} in Periode τ als

$$ST_{P\mathbf{X}\tau} = E[\tilde{R}_{P\tau}] - \sum_{x=0}^X \bar{d}_{Px\tau-1} E[\tilde{R}_{(x)\tau}] = E[\tilde{u}_{P\mathbf{X}\tau}]. \quad (4.22)$$

Für die ex-post-Ermittlung der Stil-Performance werden zunächst die fondsspezifischen Renditen für die Periode τ geschätzt ($\tau = 1, \dots, T$):

$$\hat{u}_{P\mathbf{X}\tau} = R_{P\tau} - \sum_{x=0}^X \hat{d}_{Px\tau-1} R_{(x)\tau} \quad \forall \tau.$$

$\hat{u}_{P\mathbf{X}\tau}$ gibt an, wieviel Rendite der Investmentfonds P in Periode τ mehr erzielt hat als ein Benchmarkportefeuille, das den durchschnittlichen Anlagestil des Fonds aus den vergangenen 60 Perioden verfolgt hat. Die Stil-Performance des Investmentfonds P gemessen an der Stilindexkombination \mathbf{X} schätzt Sharpe sodann als

$$\hat{S}T_{P\mathbf{X}} = \frac{1}{T} \sum_{\tau=1}^T \hat{u}_{P\mathbf{X}\tau}. \quad (4.23)$$

Hinsichtlich der Aussagekraft der Stil-Performance nach Sharpe sind folgende Punkte anzumerken:

- Während das Stil-Alpha den Fonds mit einem Benchmark vergleicht, der den gleichen Anlagestil aufweist, vergleicht Sharpes Performancemaß den Fonds mit einem Benchmark, der den gleichen *erwarteten* Anlagestil aufweist. Determiniert der Anlagestil – wie in dem in dieser Arbeit verwendeten Modell – das bewertungsrelevante Risiko des Fonds, wird jedoch nur dann eine korrekte Risikoadjustierung durchgeführt, wenn das Benchmarkportefeuille anhand des tatsächlichen Anlagestils des Fonds gebildet wird. Bei Sharpes Performancemaß ist es z. B. möglich, daß einem Fondsmanager, der keine Informationsfähigkeiten besitzt, eine positive Performance allein deshalb bescheinigt wird, weil er systematisch von Periode zu Periode die Portefeuilleanteile in denjenigen Stilindexportefeuilles erhöht, die positive erwartete Überschußrenditen aufweisen. Der für eine bestimmte Periode geschätzte Anlagestil weist dann immer geringere Sensitivitäten hinsichtlich dieser Stilindizes aus als der tatsächliche Anlagestil. Demnach wird

der Investmentfonds in jeder Periode mit einem Benchmarkportefeuille verglichen, das ein geringeres bewertungsrelevantes Risiko als das des Fonds aufweist. Da der Fonds eine höhere Risikoprämie abwirft, sind die Renditen des Fonds – auch ohne daß der Fondsmanager Informationsfähigkeiten besitzt – im Durchschnitt höher als die der Benchmarkportefeuilles. Sharpes Performancemaß läßt folglich keinen eindeutigen Schluß auf die Informationsfähigkeiten des Fondsmanagers zu; das Performancemaß besitzt nicht die Eigenschaften (E1) und (E3).

- Besitzt der Fondsmanager Timingfähigkeit und entscheidet demzufolge über den Anlagestil des Fonds in Abhängigkeit seiner Timinginformationen, so wird in Analogie zu Kapitel 3.6.1 der erwartete Anlagestil nicht erwartungstreu geschätzt. Aufgrund dieser Timing-Problematik kann es theoretisch auch bei der Stil-Performance nach Sharpe zum Ausweis negativer Performance kommen, obwohl der Fondsmanager Informationsfähigkeiten besitzt.
- Gilt dagegen der Modellrahmen aus Kapitel 4.2, so daß keine Timingfähigkeiten vorliegen und die Anlagestile der Fonds konstant sind, geht die Stil-Performance nach Sharpe unter bestimmten Bedingungen in das Stil-Alpha über. Dies wird anhand der folgenden Überlegungen deutlich: Das Regressionsmodell (4.15) zur Bestimmung des Stil-Alphas von P läßt sich darstellen als

$$\tilde{r}_{Pt} = \sum_{l=0}^L d_{Pl} \tilde{r}_{(l)t} + \tilde{u}_{Pt}^* \quad \forall t, \quad (4.24)$$

$$\text{mit } \tilde{u}_{Pt}^* = JS_{PL} + \tilde{\epsilon}_{Pt} \text{ und } E[\tilde{u}_{Pt}^*] = JS_{PL}.$$

Mit

$$d_{PL+1} = 1 - \sum_{l=0}^L d_{Pl} \quad (4.25)$$

als Anteil des Fondsvermögens von P , der risikolos zum Zinssatz R_{Ft} angelegt ist, ergibt sich

$$\tilde{R}_{Pt} = \sum_{l=0}^L d_{Pl} \tilde{R}_{(l)t} + d_{PL+1} R_{Ft} + \tilde{u}_{Pt}^* \quad \forall t. \quad (4.26)$$

Da alle Fonds einen konstanten Anlagestil verfolgen, entfällt die Unterscheidung zwischen erwartetem und tatsächlichem Anlagestil. Gleichung (4.26) in Verbindung mit (4.25) entspricht folglich dem von Sharpe unterstellten Regressions-

modell (4.20), wenn die Stilindexkombination $\mathbf{L}^* = (\tilde{R}_{(0)t}, \dots, \tilde{R}_{(L)t}, R_{Ft})'$ verwendet wird. Als Stil-Performance hinsichtlich dieser Stilindexkombination ergibt sich $ST_{P\mathbf{L}^*} = E[\tilde{u}_{P^*}^*]$ und aufgrund von (4.24)

$$ST_{P\mathbf{L}^*} = JS_{P\mathbf{L}}. \quad (4.27)$$

Wird die Stil-Performance nach Sharpe hinsichtlich der Stilindexkombination \mathbf{L}^* und das Stil-Alpha hinsichtlich \mathbf{L} bestimmt, ergeben sich ex ante dieselben Performancrewerte. Nur für diesen Grenzfall lassen sich über die Stil-Performance nach Sharpe Selektionsfähigkeiten der Fondsmanager identifizieren.

Zusammenfassend ist festzuhalten, daß Sharpes Stil-Performance keine der im Kapitel 2.3.2 dargestellten wünschenswerten Eigenschaften eines Performancemaßes aufweist, wenn die Anlagestile der Fonds zeitabhängig sind. Die Berücksichtigung zeitabhängiger Anlagestile ist also nur ein scheinbarer Vorteil von Sharpes Stil-Performance im Vergleich zum Stil-Alpha. Sind die Anlagestile der Fonds dagegen nicht zeitabhängig und besitzen die Fondsmanager keine Timingfähigkeit, läßt sich anhand der Stil-Performance auf die Vorteilhaftigkeit eines Fonds und die Selektionsfähigkeit des Portfeuillemanagers schließen. Für diesen Grenzfall fällt Sharpes Performancemaß jedoch mit dem einfacher zu berechnenden Stil-Alpha zusammen. In den empirischen Untersuchungen der vorliegenden Arbeit zur Performance deutscher Investmentfonds wird daher auf die Berechnung der Stil-Performance nach Sharpe verzichtet.

Eine Begründung für die Verwendung von Sharpes Stil-Performance ergibt sich nur dann, wenn man sich von dem grundlegenden Ansatz löst, daß Risiko und Ertrag von Finanztiteln im Zusammenhang stehen, weil die Investoren rational zwischen Risiko und Ertrag abwägen. Wird z.B. ähnlich wie in Daniel/Titman (1997, 1998) ein Kapitalmarkt mit nicht-rationalen Investoren angenommen, die unabhängig vom Risiko der Finanztitel Präferenzen für Finanztitel mit bestimmten fundamentalen Merkmalen besitzen, erscheint die Sharpesche Benchmarkkonzeption auch für die Performancemessung plausibel.

Auf einem Kapitalmarkt, auf dem Anlagestile bzw. unternehmensspezifische Merkmale Bestimmungsgrößen des bewertungsrelevanten Risikos sind, liegt die Bedeutung von Sharpes Ansatz nicht in der Performancemessung, sondern in der Stilanalyse. Anhand eines Vergleichs der geschätzten Anlagestile der Fonds über die Zeit lassen sich die

Präferenzen der Fonds bei der Aktienausswahl und ihr Timingverhalten beschreiben.⁴⁴

Im Zusammenhang mit dem Vergleich von klassischer und anlagestilorientierter Performancemessung ergibt sich ein weiteres Anwendungsfeld für die Stilanalyse. Kapitel 4.3.1 begründet, daß Unterschiede in den Ergebnissen der klassischen und der anlagestilorientierten Performancemessung vor allem dann auftreten, wenn die Anlagestile der Fonds von dem Stil des Indexportefeuilles der klassischen Performancemessung abweichen. Zur Untersuchung dieser Fragestellung werden im sechsten Kapitel Stilanalysen hinsichtlich von Indexkombinationen bestehend aus dem Geldmarktzinssatz, der CDAX-Rendite und den Überschußrenditen von Stilindizes durchgeführt.

Für diese Analysen wird – abweichend von dem Verfahren der Stilanalyse nach Sharpe (1992) – folgendes Regressionsmodell mit Nebenbedingungen vorgeschlagen ($\tau = 1, \dots, T$):

$$\begin{aligned} \tilde{R}_{Pt} &= \bar{d}_{PF\tau-1} R_{Ft} + \bar{d}_{PI\tau-1} \tilde{R}_{It} + \sum_{x=1}^X \bar{d}_{Px\tau-1} \tilde{r}_{(x)t} + \tilde{u}'_{P\mathbf{X}t} \quad (t = \tau - T_c, \dots, \tau - 1), \\ \bar{d}_{PF\tau-1} + \bar{d}_{PI\tau-1} &= 1, \\ \text{cov}[\tilde{R}_{It}, \tilde{u}'_{P\mathbf{X}t}] &= 0 \quad \forall t, \quad \text{cov}[\tilde{r}_{(x)t}, \tilde{u}'_{P\mathbf{X}t}] = 0 \quad \forall x, t, \\ \tilde{u}'_{P\mathbf{X}\tau-T_c}, \dots, \tilde{u}'_{P\mathbf{X}\tau-1} &\sim \text{i. i. d.}, \end{aligned} \tag{4.28}$$

mit $\bar{d}_{PF\tau-1}$ und $\bar{d}_{PI\tau-1}$ als erwarteten Sensitivitäten gegenüber Geldmarktzinssatz bzw. CDAX und $\tilde{u}'_{P\mathbf{X}t}$ als fondsspezifischem Störterm.

Die Überschußrenditen $\tilde{r}_{(x)t}$ entsprechen den Einzahlungsüberschüssen des Portefeuilles eines Investors, der eine Geldeinheit Kredit aufnimmt und diese zu $\tilde{R}_{(x)t}$ anlegt. Auf der Basis dieses Zusammenhangs lassen sich Überschußrenditen als „Renditen“ sich selbst finanzierender Portefeuilles interpretieren. Der Vektor der geschätzten Sensitivitäten gibt folglich den Anteilsvektor eines Benchmarkportefeuilles an, das aus CDAX und Geldmarktanlage bzw. -verschuldung sowie aus sich jeweils selbst finanzierenden Teilportefeuilles besteht. Der Renditeverlauf dieses Benchmarkportefeuilles hat dem

⁴⁴Ist der Anlagestil eines Fonds zeitkonstant, ist dies allerdings auch über die Stil-Alpha-Regression (4.15) möglich (vgl. Kapitel 4.3.1). Hier zeigt sich ein innerer Widerspruch der Stilanalyse nach Sharpe. Dadurch, daß das Regressionsmodell jeweils einen konstanten Anlagestil für das betrachtete 60-Perioden-Fenster unterstellt und dieses Fenster immer um eine Periode verschoben wird, unterstellt auch die Stilanalyse implizit einen konstanten Anlagestil über den gesamten Untersuchungszeitraum. Liegt allerdings tatsächlich ein konstanter Anlagestil vor, so gibt es entsprechend den Überlegungen zu (4.26) im Erwartungswert keine Unterschiede in den Ergebnissen der Stil-Alpha-Regression und der Stilanalyse nach Sharpe.

Renditeverlauf des zu analysierenden Fonds in der Vergangenheit am besten entsprechen. Weist der Fonds von null abweichende Sensitivitäten gegenüber den Stilindizes auf, so verfolgt der Fonds einen Anlagestil, der nicht dem Stil des CDAX entspricht. Für einen solchen Fonds sind unterschiedliche Ergebnisse nach klassischer und anlagestilorientierter Performancemessung zu erwarten.

Die Idee, einen breiten Marktindex in die Stilanalyse zu integrieren, ermöglicht nicht nur Rückschlüsse auf die Ursachen der Unterschiede in den Ergebnissen nach klassischer und anlagestilorientierter Performancemessung. Losgelöst von Fragen der Performancemessung erlaubt diese neue Art der Stilanalyse leichter kommunizierbare Aussagen über den Anlagestil eines Fonds als die Stilanalyse nach Sharpe. Während letztere absolute Aussagen über den Anlagestil eines Fonds trifft, die nicht ohne die Ergebnisse einer zweiten Stilanalyse für ein Vergleichsportefeuille zu interpretieren sind, liefert eine Stilanalyse auf der Basis von Modell (4.28) eindeutig zu interpretierende Aussagen gemessen an einem theoretisch gerechtfertigten Benchmark, dem Markt. Veranschaulicht man die Entwicklung der geschätzten Sensitivitäten gegenüber den Stilindizes – die Entwicklung des Anlagestils – in einer Graphik, so läßt sich der Vorteil der leichteren Interpretation der Ergebnisse der Stilanalyse noch verstärken.⁴⁵

4.4 Benchmark-Problematik

Wie die klassische Performancemessung wird auch die anlagestilorientierte Performancemessung durch die Benchmark-Problematik beeinträchtigt. Vorzeichen und absolute Höhe der Performancewerte hängen von der verwendeten Stilindexkombination ab.

Huberman/Kandel (1987) verdeutlichen die Problematik vor dem Hintergrund der APT. Sie leiten eine Äquivalenzbeziehung zwischen einer Eigenschaft der Faktorportefeuilles und exakter Faktorbewertung her, die dem Äquivalenztheorem aus Kapitel 3.6.2 sehr ähnlich ist.⁴⁶ Für das hier verwendete Modell der anlagestilorientierten Performancemessung gilt:

⁴⁵Vgl. die anschaulichen Graphiken im Kapitel 6.2.

⁴⁶Vgl. insbesondere Huberman/Kandel (1987), S. 876 f. (Proposition 1). Ähnlich auch bei Fama (1996), der eine entsprechende Äquivalenzbeziehung vor dem Hintergrund des Intertemporal CAPM aufstellt.

Die folgenden Aussagen sind logisch äquivalent (Multi-Faktor-Äquivalenztheorem):

- (1) Aus den Portefeuilles $P_{(x)t}$ ($x = 0, 1, \dots, X$) läßt sich in jeder Periode t ($t = 1, \dots, T$) ein Minimum-Varianz-Portefeuille hinsichtlich des Marktsegmentes der Aktien i ($i = 1, \dots, N$) zusammenstellen („Minimum-Varianz-Eigenschaft“).
- (2) Es gilt das Bewertungsmodell (M') ($i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$):

$$E_{t-1}[\tilde{r}_{it}] = d_{i0}E[\tilde{r}_{(0)t}] + \sum_{l=1}^L d_{il,t-1}E[\tilde{r}_{(l)t}].$$

Aus dem Vergleich von Aussage (2) mit (4.15) ist ersichtlich, daß die Stil-Alphas und Stil-Appraisal-Ratios aller Investmentfonds, deren Fondsmanager keine Informationsfähigkeiten besitzen, dann und nur dann gleich null sind, wenn die verwendete Stilindexkombination die Minimum-Varianz-Eigenschaft besitzt.⁴⁷ Diese Aussage gilt in Analogie für die Stil-Performance nach Sharpe, da sich dieses Performancemaß entsprechend den Überlegungen aus dem vorhergehenden Kapitel als Stil-Alpha darstellen läßt. Demnach ergeben sich folgende Implikationen hinsichtlich der Aussagekraft der anlagestilorientierten Performancemaße:

- Besitzen die Fondsmanager keine Informationsfähigkeiten, belaufen sich für jeden Investmentfonds die „wahren“ Performancemaße auf null. Die ermittelten Performancewerte sind jedoch dann und nur dann gleich null, wenn die verwendete Stilindexkombination ein Minimum-Varianz-Benchmark ist. Ist die Stilindexkombination dagegen kein Minimum-Varianz-Benchmark, wird irrtümlich (positive oder negative) Performance für den Fondsmanager ausgewiesen.
- Besitzt ein Fondsmanager Selektionsfähigkeit, gilt in Analogie zu Kapitel 3.6.2:⁴⁸ Wenn sich aus den dem Benchmark zugrundeliegenden Stilportefeuilles ein Minimum-Varianz-Portefeuille hinsichtlich des Marktsegmentes zusammenstellen läßt, weisen die anlagestilorientierten Performancemaße korrekterweise positive Performance aus. Ist die Stilindexkombination dagegen kein Minimum-Varianz-Benchmark, impliziert das Vorliegen von Selektionsfähigkeit zwar positive Performance,

⁴⁷Wenn diese Eigenschaft vorliegt, wird im folgenden auch von einem „Minimum-Varianz-Benchmark“ gesprochen.

⁴⁸Zur Herleitung vgl. Lehmann/Modest (1987), S. 235 ff.

in umgekehrter Richtung gilt dies allerdings nicht: Von positiver Performance läßt sich nicht auf die Existenz von Selektionsfähigkeit schließen.

Als Konsequenz der Benchmark-Problematik sind in dem vorliegenden Modellrahmen auf der Basis von beobachteten Performancewerten nur die in Tabelle 4.2 dargestellten Schlußfolgerungen möglich. Die Benchmark-Problematik schränkt die Aussagekraft der anlagestilorientierten Performancemaße hinsichtlich der Informationsfähigkeiten der Fondsmanager erheblich ein. Es ist jedoch zu betonen, daß negative Performancewerte einen eindeutigen Schluß auf das Nicht-Vorliegen von Informationsfähigkeiten ermöglichen.

• $JS_{h\mathbf{X}} = 0 \forall h$	\Rightarrow	Kein Fondsmanager besitzt Selektionsfähigkeit, und die Stilindexkombination \mathbf{X} ist ein Minimum-Varianz-Benchmark.
• $JS_{P\mathbf{X}} > 0$	\Rightarrow	(1) Entweder der Fondsmanager von P besitzt Selektionsfähigkeit, oder (2) der Fondsmanager von P besitzt keine Selektionsfähigkeit und die Stilindexkombination \mathbf{X} ist kein Minimum-Varianz-Benchmark.
• $JS_{P\mathbf{X}} < 0$	\Rightarrow	Der Fondsmanager von P besitzt keine Selektionsfähigkeit, und die Stilindexkombination \mathbf{X} ist kein Minimum-Varianz-Benchmark.

Tabelle 4.2: Stil-Alphas und Informationsfähigkeiten

Empirische Studien belegen die Bedeutung der Benchmark-Problematik bei der Performancemessung auf der Basis von Mehr-Faktoren-Modellen. Vielzitiert ist z. B. die Studie von Elton/Gruber/Das/Hlavka (1993), die mittels einer Sensitivitätsanalyse zeigt, daß die vermeintlich positive durchschnittliche Performance der Investmentfonds aus Ippolito (1989) nur auf die Wahl eines Benchmarks zurückzuführen ist, der nicht die Minimum-Varianz-Eigenschaft besitzt. Weitere interessante Ergebnisse, die einen

Bezug zur vorliegenden Arbeit aufweisen, finden sich insbesondere in den Studien von Lehmann/Modest (1987), Grinblatt/Titman (1989a), Connor/Korajczyk (1991) und Carhart (1997).⁴⁹

Lehmann/Modest (1987) beinhaltet die erste Sensitivitätsanalyse zur Benchmark-Problematik bei der Ermittlung von Jensen-Alphas auf der Basis von Mehr-Faktoren-Modellen. Lehmann/Modest verwenden drei Arten von Benchmarks: einen marktwertgewichteten Aktienindex, einen gleichgewichteten Aktienindex und verschiedene APT-Benchmarks, die über unterschiedliche statistische Verfahren gebildet werden. Die durchschnittliche Performance der 130 untersuchten Investmentfonds hängt im Untersuchungszeitraum 01/1968–12/1982 stark vom gewählten Benchmark ab. Während sich für den schwerpunktmäßig untersuchten APT-Benchmark in den drei Teilzeiträumen durchschnittliche Alphas von $-4,85$, $-5,45$ und $-3,85$ % p. a. ergeben,⁵⁰ belaufen sich die durchschnittlichen Alphas gemessen am marktwertgewichteten Aktienindex auf $-1,41$, $-0,79$ und $1,40$ % p. a. Die Alphas gemessen am gleichgewichteten Aktienindex sind im Gegensatz dazu wiederum hoch negativ. Auch die Rangfolge der Performancemaße ist stark abhängig von der Benchmarkwahl. Die Korrelationskoeffizienten zwischen den Appraisal-Ratios gemessen am APT-Benchmark und deren gemessen am marktwertgewichteten Aktienindex betragen für die drei Teilzeiträume $0,80$, $0,83$ und $0,50$.⁵¹

Die Studie beinhaltet zudem Sensitivitätsanalysen hinsichtlich des verwendeten statistischen Verfahrens bei der Konstruktion des APT-Benchmarks, der Anzahl der berücksichtigten Wertpapiere bei der Schätzung der APT-Bewertungsgleichung und der Anzahl der Faktoren im unterstellten Faktormodell.⁵² Die Sensitivitätsanalysen zeigen, daß diese Charakteristika der Benchmarkkonstruktion eine große Rolle für die Höhe der ausgewiesenen Performance spielen. Das grundsätzliche Ergebnis, daß die durchschnittliche Performance der Fonds gemessen an einem APT-Benchmark negativ ist, scheint allerdings unabhängig von der Vorgehensweise bei der Benchmarkkonstruktion zu sein. Auch sind die Unterschiede in den Rangfolgen der Appraisal-Ratios für diese Sensiti-

⁴⁹Arbeiten, die sich explizit mit der Benchmark-Problematik bei Sharpes Stil-Performance befassen, gibt es bisher nicht. Sharpe (1992) verwendet nur eine einzige Stilindexkombination, Wittrock (1995, 1996) drei unterschiedliche Stilindexkombinationen. Wittrock (1996), S. 548, ermöglicht den Vergleich der sich ergebenden Performancewerte für zwei unterschiedliche Indexkombinationen. Es zeigt sich, daß die Ergebnisse stark von der Benchmarkwahl abhängen.

⁵⁰Vgl. Lehmann/Modest (1987), S. 251 (Tabelle VII).

⁵¹Vgl. Lehmann/Modest (1987), S. 252 (Tabelle VIII).

⁵²Vgl. Lehmann/Modest (1987), S. 245–250 (Tabellen I–VI).

vitätsanalysen nicht so groß wie für die Sensitivitätsanalyse „APT-Benchmark versus Aktienindex“. Die entsprechenden Korrelationskoeffizienten der Appraisal-Ratios sind i. d. R. größer als 0,75.

Connor/Korajczyk (1991) untersuchen dieselbe Stichprobe von Investmentfonds und denselben Zeitraum wie Lehmann/Modest (1987). Sie verwenden einen APT-Benchmark bestehend aus vier Faktorportefeuilles, die makroökonomische Einflußgrößen abbilden sollen, und einem fünften Faktor, der sich aus den Residualtermen der Regression der Renditen eines marktwertgewichteten Aktienindex auf die Renditen der vier Faktorportefeuilles ergibt. Mit diesem Benchmark ermitteln Connor/Korajczyk überwiegend nicht-signifikante, im Durchschnitt leicht negative Performancewerte der Fonds.⁵³

Ein Vergleich der beiden Studien führt zu der Schlußfolgerung, daß in Lehmann/Modest (1987) die durchschnittlich negative Performance hinsichtlich des APT-Benchmarks darauf zurückzuführen ist, daß der verwendete Benchmark kein Minimum-Varianz-Benchmark ist.⁵⁴ Die Verwendung des APT-Benchmarks führt genau wie die Verwendung des gleichgewichteten Aktienindex zu Verzerrungen, da beide Benchmarks die Aktien kleiner Unternehmen im Vergleich zum Marktportefeuille übergewichten. Der im Untersuchungszeitraum vorliegende „Größen-Effekt“ führt dann dazu, daß Aktien großer Unternehmen im Durchschnitt negative Alphas hinsichtlich dieser Benchmarks aufweisen. Da Investmentfonds überdurchschnittlich hohe Anteile des Vermögens in Aktien großer Unternehmen anlegen, weisen die Fonds gemessen an den betrachteten Benchmarks tendenziell negative Alphas auf.

Auch die Ergebnisse von Grinblatt/Titman (1989a) belegen, daß die negative Performance der Fonds bei Lehmann/Modest eine Folge der fehlenden Minimum-Varianz-Eigenschaft des Benchmarks ist. Grinblatt/Titman verwenden neben drei Benchmarks, die den Benchmarks aus Lehmann/Modest (1987) entsprechen, einen Benchmark, der aus acht Teilportefeuilles besteht. Diese acht Portefeuilles enthalten jeweils Aktien mit ähnlichen Ausprägungen von unternehmensspezifischen fundamentalen Merkmalen wie „Unternehmensgröße“, „Dividendenrendite“ und „historische Aktienrenditen“.⁵⁵ Der

⁵³Vgl. Connor/Korajczyk (1991), S. 13–15 (Tabellen 6 und 8).

⁵⁴Vgl. auch Grinblatt/Titman (1995), S. 590.

⁵⁵Auch Grinblatt/Titman begründen die Verwendung eines Benchmarks, der aus Portefeuilles besteht, die – wie Stilportefeuilles – Aktien mit ähnlichen unternehmensspezifischen fundamentalen Merkmalsausprägungen enthalten, mit einer verbesserten Risikoadjustierung. Vgl. z. B. Grinblatt/Titman (1995), S. 591: „The rationale for forming benchmark portfolios based on securities characteristics is that these characteristics may be better proxies for the true factors than factors

Benchmark aus diesen acht Portefeuilles erscheint sehr geeignet für die Performancemessung, da er passiven Portefeuilles, die „Kapitalmarktanomalien“ ausnutzen sollen, keine signifikant von null abweichenden Alphas zuweist. Grinblatt/Titman (1989a) ermitteln für die Investmentfonds gemessen an diesem Benchmark ein durchschnittliches Alpha von ca. null.⁵⁶ Ein ähnliches Ergebnis ergibt sich mit dem marktwertgewichteten Index als Benchmark. Die Verwendung des gleichgewichteten Aktienindexes und des APT-Benchmarks führen dagegen zu negativer durchschnittlicher Performance.

Grinblatt/Titman (1989a) ist die erste Studie, die einen Anlagestil-Benchmark verwendet; allerdings geschieht dies ohne explizite Formulierung eines Bewertungsmodells. Fama/French betonen dagegen, daß sich anlagestilorientierte Performancemessung auch über das ICAPM oder die APT rechtfertigen läßt.⁵⁷ Neuere Studien zur Performancemessung verwenden deshalb das von Fama/French (1993) vorgeschlagene Drei-Faktoren-Modell aus einem Markt-Faktor, einem Buch-/Marktwert-Faktor und einem Größen-Faktor.⁵⁸ Berücksichtigt man jedoch die Kritik an den Verfahren zur empirischen Identifikation der bewertungsrelevanten Anlagestile⁵⁹ und die Freiheitsgrade, die bei der Konstruktion der Stilportefeuilles bestehen, ist fraglich, ob das Drei-Faktoren-Modell von Fama/French zu korrekten Schlüssen hinsichtlich der Informationsfähigkeiten der Portefeuillemanager führt.

Carhart (1997) verwendet z. B. ein Vier-Faktoren-Modell zur Performancemessung, das zusätzlich zu den drei Fama/French-Faktoren einen Faktor hinsichtlich des Momentums von Aktien berücksichtigt. Nach seinen Angaben erklärt das Vier-Faktoren-Modell die Unterschiede in den durchschnittlichen Renditen passiver Portefeuilles erheblich besser als das Drei-Faktoren-Modell.⁶⁰ Ist dieses Ergebnis korrekt, führt die Risikoadjustierung anhand des Drei-Faktoren-Modells zu Fehlschlüssen. Schon allein dieses Beispiel legt eine Sensitivitätsanalyse der anlagestilorientierten Performancemessung hinsichtlich der Wahl des Anlagestil-Benchmarks nahe.

formed with statistical factor analysis.“

⁵⁶Vgl. Grinblatt/Titman (1989a), S. 398 f. (Tabelle 1).

⁵⁷Vgl. z. B. Fama/French (1993), S. 53 f.

⁵⁸Vgl. z. B. Barber/Odean (2000), S. 20 f., und Carhart (1997), S. 60 f. Auch Haugen/Baker (1996), S. 420 ff., geben als Vergleichsbasis Alphas auf der Basis des Fama/French-Modells an.

⁵⁹Vgl. die ausführliche Darstellung im Kapitel 6.2.

⁶⁰Ein Vergleich der Ergebnisse der Performancemessung auf der Basis des Drei-Faktoren- und des Vier-Faktoren-Modells ist nicht möglich, da die Studie nicht alle Ergebnisse angibt.

Als theoretisches Fazit für die Benchmarkwahl ist festzuhalten, daß ein geeigneter Benchmark (ex ante) die Minimum-Varianz-Eigenschaft besitzen soll. Aus den Stilportefeuilles, die zu einem Anlagestil-Benchmark gehören, sollte sich (ex ante) ein Minimum-Varianz-Portefeuille hinsichtlich aller Aktien des Marktsegmentes bilden lassen. Ex post muß ein geeigneter Benchmark demnach allen passiven Portefeuilles aus Aktien des Marktsegmentes Alphas zuweisen, die nicht signifikant von null abweichen. Der erste Schritt bei der Benchmarkwahl für die anlagestilorientierte Performancemessung ist jedoch die empirische Identifikation der bewertungsrelevanten Anlagestile. Die theoretischen Bewertungsmodelle geben nur wenig Hilfe bei dieser Fragestellung. Das folgende Kapitel beschäftigt sich ausführlich mit dieser Thematik.

Kapitel 5

Empirische Identifikation der bewertungsrelevanten Anlagestile

Zur Durchführung der anlagestilorientierten Performancemessung sind die bewertungsrelevanten Anlagestile zu identifizieren. Ein Anlagestil hinsichtlich eines unternehmensspezifischen Merkmals ist genau dann bewertungsrelevant, wenn dieses Merkmal zur Erklärung erwarteter Aktienrenditen beiträgt. Das folgende Kapitel erläutert, wie bewertungsrelevante Merkmale und dazugehörige Anlagestile identifiziert werden können.

Im Kapitel 5.1 wird die Identifikation bewertungsrelevanter Merkmale über Querschnittsregressionen nach Fama/MacBeth (1973) erläutert und auf den Modellrahmen dieser Arbeit übertragen. Es werden Ergebnisse empirischer Studien aus der Literatur vorgestellt, die auf diesem Verfahren basieren. Daran anschließend wird gezeigt, daß die Fama/MacBeth-Regressionen fehlspezifiziert sein können, wenn es unternehmensspezifische feste Effekte im systematischen Risiko der Aktien gibt. Als alternatives Verfahren bietet sich die Kovarianzanalyse an, die im Kapitel 5.2 beschrieben wird. Kapitel 5.3 beinhaltet eine empirische Untersuchung zur Identifikation der bewertungsrelevanten Anlagestile auf dem deutschen Kapitalmarkt, bei der Fama/MacBeth-Regressionen und Kovarianzanalysen verwendet werden. Für alle als bewertungsrelevant identifizierten Anlagestile werden im Kapitel 5.4 Stilindizes konstruiert. Diese Stilindizes gehen als Benchmarks in die im sechsten Kapitel beschriebene empirische Untersuchung zur anlagestilorientierten Performancemessung ein.

5.1 Identifikation der bewertungsrelevanten Anlagestile über Fama/MacBeth-Regressionen

5.1.1 Vorgehensweise

Die Vorgehensweise bei der Identifikation bewertungsrelevanter unternehmensspezifischer Merkmale über Querschnittsregressionen erfolgt in Analogie zu dem CAPM-Test von Fama/MacBeth (1973).¹ In einem ersten Schritt werden für jede Periode die Wertpapierrenditen auf die zeitabhängigen Merkmalsausprägungen regressiert. Die geschätzten Regressionsparameter werden in einem zweiten Schritt einer Zeitreihenbetrachtung unterzogen, die einen Test auf die Bewertungsrelevanz des Merkmals ermöglicht.

Für alle Perioden $t = 1, \dots, T$ wird das folgende statistische Modell unterstellt:

$$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \sum_{l=1}^L d_{ilt-1} \tilde{\gamma}_{lt} + \tilde{\epsilon}_{it} \quad \forall i, \quad (\text{FM})$$

$$\tilde{\gamma}_{l1}, \dots, \tilde{\gamma}_{lT} \sim \text{i.i.d.} \quad \forall l, \quad E[\tilde{\gamma}_{lt}] = \gamma_l \quad \forall l, t, \quad E[\tilde{\epsilon}_{it}] = 0 \quad \forall i, t,$$

mit $\tilde{\gamma}_{0t}$ und $\tilde{\gamma}_{lt}$ als zeitabhängigen Faktoren, $\tilde{\epsilon}_{it}$ als Störterm und γ_l als Konstante.² Das unternehmensspezifische Merkmal D_l ist in diesem Modell analog zu (4.7) genau dann bewertungsrelevant, wenn $\gamma_l \neq 0$ gilt. Über das Fama/MacBeth-Verfahren läßt sich die Nullhypothese $H_0^l: \gamma_l = 0$ testen.

Das zu dem statistischen Modell (FM) gehörende Regressionsmodell für den t -ten Querschnitt ergibt sich als

$$\tilde{R}_{it} = \gamma_{0t} + \sum_{l=1}^L d_{ilt-1} \gamma_{lt} + \tilde{\epsilon}_{it} \quad \forall i, \quad (\text{FM}')$$

wobei γ_{0t} und γ_{lt} die Realisationen der Faktoren bezeichnen. Im ersten Schritt des Testverfahrens werden die Kleinste-Quadrate-Schätzwerte (KQ-Schätzwerte)³ $\hat{\gamma}_{0t}$ und $\hat{\gamma}_{lt}$ für die Faktorrealisationen bestimmt. Fama (1976) zeigt, daß diese Schätzwerte den

¹Für eine ausführliche Darstellung des Testverfahrens vgl. auch Fama (1976), S. 320 ff., für eine kurze Zusammenfassung Campbell/Lo/MacKinlay (1997), S. 215 ff.

²Vgl. Fama/MacBeth (1973), S. 611 und S. 616. Die Annahme von $\text{cov}[\tilde{\gamma}_{lt}, \tilde{\epsilon}_{it}] = 0 \quad \forall i, l, t$ ist an dieser Stelle nicht notwendig.

³Teilweise wird im folgenden auch der synonyme Begriff „OLS-Schätzwerte“ (Ordinary Least Squares) verwendet.

den Renditen von Portefeuilles entsprechen, die die Eigenschaften von Faktorportefeuilles bzw. Stilportefeuilles besitzen.⁴ Verwendet man in diesem Zusammenhang die Symbole zur Beschreibung der Faktorportefeuilles aus Kapitel 4.2.2 und kennzeichnet die Symbole zusätzlich mit einem „*“, so ist $\hat{\gamma}_{0t}$ die Rendite im Zeitraum t eines Portefeuilles $P_{(0)t}^*$ mit den Eigenschaften⁵

$$\sum_{i=1}^N x_{i(0)t}^* = 1, \quad \sum_{i=1}^N x_{i(0)t}^* d_{ilt-1} = d_{(0)lt-1}^* = 0 \quad \forall l = 1, \dots, L. \quad (5.1)$$

$P_{(0)t}^*$ ist ein Portefeuille, das in Periode t gegenüber Risikofaktor $\tilde{\gamma}_{0t}$ eine Sensitivität von eins und gegenüber allen anderen Faktoren eine Sensitivität von null besitzt. Die Rendite dieses Portefeuilles in Periode t beläuft sich auf $\tilde{R}_{(0)t}^* = \sum_{i=1}^N x_{i(0)t}^* \tilde{R}_{it} = \sum_{i=1}^N x_{i(0)t}^* \tilde{\gamma}_{0t} + \sum_{l=1}^L d_{(0)lt-1}^* \tilde{\gamma}_{lt} + \sum_{i=1}^N x_{i(0)t}^* \tilde{\epsilon}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \sum_{i=1}^N x_{i(0)t}^* \tilde{\epsilon}_{it} \quad \forall t$, d. h., die Rendite $\tilde{R}_{(0)t}^*$ entspricht nahezu dem Risikofaktor $\tilde{\gamma}_{0t}$. Die erwartete Rendite dieses Portefeuilles entspricht dem Erwartungswert des Faktors:

$$E[\tilde{R}_{(0)t}^*] = \gamma_0 \quad \forall t. \quad (5.2)$$

Analog zu diesen Überlegungen läßt sich der KQ-Schätzwert $\hat{\gamma}_{lt}$ ($l = 1, \dots, L$) als Realisation der Rendite des Portefeuilles $P_{(l)t}^*$ in Periode t interpretieren. Dieses Portefeuille weist folgende Eigenschaften auf:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^N x_{i(l)t}^* &= 0 \quad \forall t, & \sum_{i=1}^N x_{i(l)t}^* d_{ilt-1} &= d_{(l)lt-1}^* = 1, \\ \sum_{i=1}^N x_{i(l)t}^* d_{ijt-1} &= d_{(l)jt-1}^* = 0 \quad \forall j = 1, \dots, L; j \neq l. \end{aligned}$$

$P_{(l)t}^*$ ist ein sich selbst finanzierendes Portefeuille, das gegenüber Faktor l eine Sensitivität von eins und gegenüber allen anderen Faktoren eine Sensitivität von null besitzt. Analog zu (5.2) gilt

$$E[\tilde{R}_{(l)t}^*] = \gamma_l \quad \forall l, t. \quad (5.3)$$

Beim ersten Schritt der Durchführung des Testverfahrens, der Durchführung der Querschnittsregressionen für die einzelnen Perioden, geht es nicht um statistische Tests und

⁴Vgl. Fama (1976), S. 326 ff.

⁵Das Symbol $x_{i(0)t}^*$ bezeichnet dann den Anteil von Aktie i im Portefeuille $P_{(0)t}^*$.

Signifikanzaussagen, sondern allein um die rechnerische Bestimmung der Faktorrealisationen. Die einzig notwendige Annahme für diesen Schritt ist $E[\tilde{\epsilon}_{it}] = 0 \forall i, t$. Wird zusätzlich unterstellt, daß zu jedem einzelnen Zeitpunkt die Störterme $\tilde{\epsilon}_{it}$ für alle Wertpapiere i unabhängig und identisch verteilt sind, läßt sich zeigen, daß die geschätzten Regressionskoeffizienten den Renditen risikoeffizienter Portefeuilles entsprechen.⁶

Der zweite Schritt des Testverfahrens beinhaltet den Test auf die Bewertungsrelevanz der unternehmensspezifischen Merkmale. Da die Faktoren $\tilde{\gamma}_{lt}$ für alle $l = 1, \dots, L$ jeweils unabhängig und identisch über die Zeit verteilt sind, lassen sich ihre Erwartungswerte γ_l über die Fama/MacBeth-Schätzfunktion

$$\bar{\gamma}_l = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\gamma}_{lt} \quad (5.4)$$

erwartungstreu schätzen. Wird zudem unterstellt, daß die Renditen der Faktorportefeuilles normalverteilt sind, kann die Nullhypothese $H_0^l : \gamma_l = 0$ anhand eines einfachen t -Tests getestet werden. Die t -Statistik $\omega[\bar{\gamma}_l]$ hinsichtlich Faktor l ergibt sich als

$$\omega[\bar{\gamma}_l] = \frac{\bar{\gamma}_l}{\hat{\sigma}[\hat{\gamma}_l]} \sqrt{T}$$

mit $\hat{\sigma}[\hat{\gamma}_l]^2 = (T-1)^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{\gamma}_{lt} - \bar{\gamma}_l)^2$. Die Schätzfunktion $\omega[\bar{\gamma}_l]$ ist t -verteilt mit $T-1$ Freiheitsgraden bzw. asymptotisch standardnormalverteilt.

Das Modell (FM) von Fama/MacBeth ist mit Modell (M) aus Kapitel 4.2.1 vereinbar, wenn $\tilde{\gamma}_{0t} = d_{i0} \tilde{F}_{0t} \forall i, t$ und $\tilde{\gamma}_{lt} = \tilde{F}_{lt} \forall l, t$ gelten.⁷ Es ist demnach möglich, CAPM-Tests und Tests zur Bewertungsrelevanz unternehmensspezifischer fundamentaler Größen, die auf Fama/MacBeth-Regressionen beruhen, im Rahmen des in dieser Arbeit verwendeten Modells zu interpretieren. Im folgenden werden deshalb die Ergebnisse einiger bekannter Studien dargestellt, die auf Fama/MacBeth-Regressionen basieren.

5.1.2 Ergebnisse in der Literatur

Mittlerweile existieren unzählige Studien zur Bewertungsrelevanz unternehmensspezifischer fundamentaler Größen, die auf Fama/MacBeth-Regressionen beruhen.⁸ Im folgenden sollen kurz die Ergebnisse einiger wesentlicher Studien – Fama/French (1992),

⁶Vgl. Fama (1976), S. 336 f.

⁷Zum Vergleich der Modelle vgl. ausführlich Kapitel 5.1.3.

⁸Ein umfassender Überblick findet sich bei Sattler (1994), S. 108–117, ein kurzer Überblick bei Rösch (1998), S. 126.

Haugen/Baker (1996), Brennan/Chordia/Subrahmanyam (1998) und für den deutschen Kapitalmarkt Wallmeier (1997) – dargestellt werden, um eine Vergleichsbasis für die eigene empirische Untersuchung zu schaffen.

Die meistzitierte Studie zur Bewertungsrelevanz unternehmensspezifischer Größen ist die Studie von Fama/French (1992). Diese Untersuchung bezieht sich auf den US-amerikanischen Kapitalmarkt für den Zeitraum 1963–1990. Gegenstand der Untersuchung sind alle Unternehmen, für die Bilanz- und Kursdaten über das Center for Research in Security Prices (CRSP) und die COMPUSTAT-Datei verfügbar sind. Versicherungen und Kreditinstitute werden ausgeklammert, da sich ihre Finanzierungspolitik sehr stark von der Finanzierungspolitik von Industrieunternehmen unterscheidet.⁹

Die Studie betrachtet die folgenden erklärenden Variablen: ein historisches Beta (BETA), das logarithmierte Buch-Marktwert-Verhältnis ($\ln(\text{BE}/\text{ME})$), den logarithmierten Marktwert des Eigenkapitals ($\ln(\text{ME})$, „Unternehmensgröße“) und das Gewinn-Kurs-Verhältnis ($\text{E}(+)/\text{P}$). Die aus dem Verschuldungsgrad resultierenden Risiken werden durch zwei Variablen abgebildet: der logarithmierte marktwertbezogene Verschuldungsgrad ($\ln(\text{A}/\text{ME})$) ergibt sich als Quotient aus buchmäßigem Gesamtvermögen (Bilanzsumme) und dem Marktwert des Eigenkapitals. Bei der Berechnung des logarithmierten buchmäßigen Verschuldungsgrades ($\ln(\text{A}/\text{BE})$) wird dagegen durch das bilanzielle Eigenkapital dividiert.¹⁰

Um sicherzustellen, daß alle fundamentalen Größen jeweils vor dem Zeitraum, auf den sich die Querschnittsregression bezieht, öffentlich verfügbare Informationen sind, gehen Fama/French wie folgt vor: In die Berechnung des Buch-Marktwert-Verhältnisses, der Verschuldungsgrade und des Gewinn-Kurs-Verhältnisses für einen Monat im Jahr t' ($t' = 1, \dots, T'$) geht jeweils der Marktwert des Eigenkapitals im Dezember des Jahres $t' - 1$ ein. Das bilanzielle Eigenkapital, die Bilanzsumme und die Gewinne aus dem Jahresabschluß für das Geschäftsjahr $t' - 1$ gehen in die Querschnittsregressionen für die Monate Juli des Jahres t' bis Juni des Jahres $t' + 1$ ein. Somit besteht zumindest eine Lücke von fünf Monaten zwischen dem Zeitpunkt, auf den sich die Bilanz bezieht, und dem Analyse-Zeitraum. Dies ist etwas länger als der durchschnittliche Zeitraum zwi-

⁹Vgl. Fama/French (1992), S. 429, oder auch Bhandari (1988), S. 516.

¹⁰Das Logarithmieren des Verschuldungsgrades erfolgt aus statistischen Gründen. Auch Bhandari (1988) weist auf die Nichtlinearität des empirischen Zusammenhangs zwischen durchschnittlichen Renditen und dem Verschuldungsgrad hin. Der theoretische Zusammenhang zwischen erwarteten Renditen und dem Verschuldungsgrad eines Unternehmens im CAPM ist allerdings linear.

schen dem Bilanzstichtag und dem Zeitpunkt, an dem US-amerikanische Unternehmen ihre Bilanz veröffentlichen.¹¹

Die dargestellte Vorgehensweise unterstellt implizit Informationseffizienz im mittelstrengen Sinne: erst dann, wenn die Informationen öffentlich verfügbar sind, schlagen sich die Informationen in den Kursen bzw. Renditen nieder, so daß statistische Analysen erst ab diesem Zeitpunkt den Zusammenhang zwischen Renditen und bewertungsrelevanten fundamentalen Größen entdecken. Grundsätzlich gilt: Je informationseffizienter der Kapitalmarkt ist, desto kleiner sollte die Zeitspanne zwischen Bilanzstichtag und Analyse-Zeitraum gewählt werden.

Die Ergebnisse der Fama/French-Studie sind in Tabelle 5.1 zusammengefaßt. Die Zeilen repräsentieren die statistischen Modelle, die den Regressionen zugrunde liegen. In der Tabelle sind die Fama/MacBeth-Schätzfunktionen (5.4) und die Werte der zugehörigen t -Statistiken (in Klammern) aufgeführt.¹²

Modell 1 zeigt, daß BETA keinen signifikanten Beitrag zur Erklärung erwarteter Renditen leistet. Da die t -Statistik einen Wert von 0,46 aufweist, ist die Nullhypothese, daß BETA bewertungsirrelevant ist, nicht abzulehnen.¹³ Diese Schlußfolgerung hinsichtlich des Erklärungsgehaltes von Beta richtet sich nur gegen historische Betas; über den Erklärungsgehalt fundamentaler Betas¹⁴ trifft der Test von Fama/French keine Aussagen.

Der empirische Zusammenhang zwischen Aktienrenditen und Unternehmensgröße (Modell 2) zeigt den ursprünglich von Banz¹⁵ festgestellten „Größeneffekt“. Kleinere Unternehmen weisen signifikant höhere durchschnittliche Renditen als größere Unternehmen auf. Die „Größenprämie“ beträgt $-0,15\%$ p. M. bei einer t -Statistik von $-2,58$. Werden die Aktienrenditen auf Beta und Unternehmensgröße regressiert (Modell 3), verstärkt sich der Größeneffekt und der Zusammenhang zwischen durchschnittlichen Renditen und Beta wird negativ.

¹¹Vgl. Fama/French (1992), S. 429.

¹²Vgl. Fama/French (1992), S. 439, Tabelle III.

¹³Interpretiert man die Fama/French-Studie in erster Linie als CAPM-Test und nicht als Studie zur Identifikation bewertungsrelevanter unternehmensspezifischer Größen, so stellt sich jedoch die Frage, ob die Nullhypothese nicht umzuformulieren ist. Im CAPM ist die Marktrisikoprämie positiv, d. h., es gilt $E[\tilde{r}_{Mt}] > 0 \forall t$. Formuliert man dementsprechend die Nullhypothese als $H_0 : E[\tilde{r}_{Mt}] = \gamma_1 > 0$ (vgl. z. B. Fama/MacBeth (1973), S. 613), so kann die Nullhypothese, daß das CAPM gilt, auf der Basis der Ergebnisse von Fama/French nicht abgelehnt werden. Aus wissenschaftstheoretischer Sicht erscheint demnach die übliche Interpretation der Ergebnisse der Fama/French-Studie als Ablehnung des CAPM überzogen.

¹⁴Vgl. z. B. Rosenberg (1985).

¹⁵Vgl. Banz (1981).

Ergebnisse Fama/French (1992)							
(Durchschnittliche Regressionskoeffizienten in % p. M., <i>t</i> -Werte in Klammern)							
Mod.	BETA	ln(ME)	ln(BE/ME)	ln(A/ME)	ln(A/BE)	E/P-DU	E(+)/P
1	0,15 (0,46)						
2		-0,15 (-2,58)					
3	-0,37 (-1,21)	-0,17 (-3,41)					
4			0,50 (5,71)				
5				0,50 (5,69)	-0,57 (-5,34)		
6						0,57 (2,28)	4,72 (4,57)
7		-0,11 (-1,99)	0,35 (4,44)				
8		-0,11 (-2,06)		0,35 (4,32)	-0,50 (-4,56)		
9		-0,16 (-3,06)				0,06 (0,38)	2,99 (3,04)
10		-0,13 (-2,47)	0,33 (4,46)			-0,14 (-0,90)	0,87 (1,23)
11		-0,13 (-2,47)		0,32 (4,28)	-0,46 (-4,45)	-0,08 (-0,56)	1,15 (1,57)

Tabelle 5.1: Ergebnisse der Fama/French-Studie

Modell 4 verdeutlicht die Erklärungskraft des Buch-Marktwert-Verhältnisses. Ein Unternehmen weist dann ein hohes Buch-Marktwert-Verhältnis auf, wenn der Aktienkurs im Vergleich zum Buchwert des Eigenkapitals pro Aktie unterdurchschnittlich gering ist. In diesem Fall schätzt der Markt die Zukunftsaussichten des Unternehmens – im Vergleich zu anderen Unternehmen – als schlecht ein. Fama/French interpretieren die positive Prämie für das Buch-Marktwert-Verhältnis als Risikoprämie für Insolvenzzisiko. Sie vermuten die Existenz eines „Insolvenz-Risikofaktors“ („distressed-firm factor“), dessen Risiko nicht durch die Marktrisikoprämie entgolten wird.¹⁶

Zur Analyse der Risiken aus der Finanzierungspolitik nehmen Fama/French Regressionen auf die zwei Verschuldungsgrad-Variablen vor (Modell 5). Aus theoretischer Sicht steigt mit zunehmendem marktmäßigen Verschuldungsgrad die erwartete Rendite einer

¹⁶Vgl. insbesondere Fama/French (1992) und Fama/French (1993). Erstmals wird der Insolvenz-Risikofaktor bei Chan/Chen (1991) erwähnt.

Aktie.¹⁷ Die empirische Untersuchung belegt, daß ein höherer marktmäßiger Verschuldungsgrad mit signifikant höheren durchschnittlichen Renditen (Prämie 0,5 % p. M.) verbunden ist, wohingegen ein höherer buchmäßiger Verschuldungsgrad mit signifikant niedrigeren durchschnittlichen Renditen einhergeht (Prämie $-0,57$ % p. M.). Da die absoluten Prämien für die beiden Größen fast übereinstimmen, vermuten Fama/French, daß die Differenz der Verschuldungsgrad-Variablen zur Erklärung der erwarteten Renditen beiträgt. Aufgrund der Definition der Variablen gilt $\ln(A/ME) - \ln(A/BE) = \ln(BE/ME)$, so daß sich nach Ansicht von Fama/French hinter den bewertungsrelevanten Verschuldungsgrad-Variablen wieder das Buch-Marktwert-Verhältnis verbirgt.¹⁸

Des Weiteren wird die Bewertungsrelevanz des Gewinn-Kurs-Verhältnisses untersucht. Weisen zwei Unternehmen gleich hohe erwartete (zahlungswirksame) Gewinne pro Aktie bei unterschiedlichem bewertungsrelevanten Risiko auf, so wird das risikobehaftetere Papier eine höhere erwartete Rendite und einen niedrigeren Kurs aufweisen. Unter der Annahme, daß die erwarteten Gewinne dem gegenwärtigen Gewinn entsprechen, weist die riskantere Aktie ein höheres Gewinn-Kurs-Verhältnis auf. Die Theorie vermutet also einen positiven Zusammenhang zwischen erwarteten Renditen und dem Gewinn-Kurs-Verhältnis. Da für Unternehmen mit negativen Gewinnen die obige Annahme zu den Erwartungswerten der Gewinne nicht sinnvoll ist, wird für diese Unternehmen das Gewinn-Kurs-Verhältnis auf null und eine Dummy-Variable (E/P-DU) gleich eins gesetzt. Die Ergebnisse zu Modell 6 bestätigen die formulierte Hypothese: Aktien mit höherem Gewinn-Kurs-Verhältnis weisen signifikant höhere erwartete Renditen als Aktien mit niedrigerem Gewinn-Kurs-Verhältnis auf. Zudem wird deutlich, daß sich für Unternehmen mit negativem Gewinn durchschnittliche Aktienrenditen ergeben, die signifikant größer sind als die durchschnittlichen Renditen von Aktien mit einem Gewinn von null. Der Markt rechnet anscheinend mit einem „Turnaround“ und erwartet positive zukünftige Gewinne.

Die Ergebnisse der multivariaten Analysen (Modelle 7–11) betonen den Erklärungsgehalt von Unternehmensgröße und Buch-Marktwert-Verhältnis. Das Buch-Marktwert-Verhältnis schwächt in der bivariaten Analyse zwar die Erklärungskraft der Unternehmensgröße, kann sie aber nicht vollständig kompensieren (Modell 7). Die Kombination der beiden Variablen kompensiert jedoch die Erklärungskraft der Verschuldungsgrad-

¹⁷Vgl. z. B. die Ausführungen zum Risikoeffekt bzw. Leverageeffekt in Franke/Hax (1999), S. 464 ff.

¹⁸Vgl. Fama/French (1992), S. 444.

Variablen und des Gewinn-Kurs-Verhältnisses (Modelle 8–11).¹⁹

Die Studie von Haugen/Baker (1996) untersucht die Bewertungsrelevanz unternehmensspezifischer Größen für verschiedene internationale Kapitalmärkte. Der Untersuchungszeitraum für den US-amerikanischen Kapitalmarkt ist 01/1979–12/1993. In die Analyse gehen alle Unternehmen ein, die während dieses Zeitraums dem Russel 3000 Stock Index angehört haben.

Die Studie weist einige Unterschiede zur Fama/French-Studie auf: Haugen/Baker unterstellen nur einen Zeitraum von drei Monaten zwischen Bilanzstichtag und öffentlicher Verfügbarkeit der Daten. Die Unternehmensgröße wird jeweils als Produkt aus dem Aktienkurs zum Ende des Vormonats und der Anzahl der umlaufenden Aktien ermittelt. Auch das Cash flow-Kurs-Verhältnis, das Gewinn-Kurs-Verhältnis und das Buch-Marktwert-Verhältnis werden jeweils anhand der Marktwerte des Eigenkapitals des Vormonats berechnet.

Die monatlichen Querschnittsregressionen erfolgen auf der Basis *eines* statistischen Modells mit insgesamt 50 Regressoren aus den Gruppen „Risiko“, „Liquidität“, „Kursniveau“, „Wachstumspotential“, „Technik“ und „Branche“, wobei die Regressoren jeweils standardisiert sind. Kreditinstitute und Versicherungen sind nicht ausgeschlossen. Branchenspezifische Unterschiede in Verschuldungsgraden und Bilanzierung lassen sich in dem Modell über branchenbezogene Dummyvariablen auffangen.

Unter den zehn Größen mit dem höchsten Erklärungsgehalt finden sich vier fundamentale Größen – das Cash flow-Kurs-Verhältnis, das Gewinn-Kurs-Verhältnis, die Eigenkapitalrendite und das Buch-Marktwert-Verhältnis,²⁰ wobei die Vorzeichen der Faktorprämien jeweils positiv sind. Die historischen Betas und die Unternehmensgröße sind dagegen nicht signifikant bewertungsrelevant.

Haugen/Baker stellen fest, daß technische Größen große Erklärungskraft besitzen: Aktien, die in den der betrachteten Periode vorangehenden zwei Monaten überdurchschnittliche Renditen aufgewiesen haben, weisen tendenziell unterdurchschnittliche Renditen auf; Aktien mit überdurchschnittlichen Renditen in den vorhergehenden sechs und zwölf Monaten weisen dagegen tendenziell überdurchschnittliche Renditen auf.²¹

¹⁹Vgl. Fama/French (1992), S. 440.

²⁰Vgl. im folgenden Haugen/Baker (1996), S. 412, Tabelle 1.

²¹Dies stützt die Studien zu „short-term-reversal“-Effekten von Jegadeesh (1990) und „momentum“-Effekten von Jegadeesh/Titman (1993).

Des Weiteren betonen Haugen/Baker die Bedeutung liquiditätsbezogener Kennzahlen wie dem Verhältnis von Handelsvolumen zu Marktkapitalisierung sowie der Handelsvolumenentwicklung.

Im Zuge eines internationalen Vergleichs führen Haugen/Baker Fama/MacBeth-Regressionen für den deutschen Kapitalmarkt und den Zeitraum 01/1985–12/1993 durch.²² Als signifikant bewertungsrelevante Größen ergeben sich das Buch-Marktwert-Verhältnis (positive Faktorprämie), das Umsatz-Kurs-Verhältnis (positive Faktorprämie) das Cash flow-Kurs-Verhältnis (positive Faktorprämie) und der Verschuldungsgrad (negative Faktorprämie). Auch in dieser Untersuchung gehört das historische Beta nicht zu den zwölf Größen, die die höchste Erklärungskraft besitzen.²³

Die Studie von Brennan/Chordia/Subrahmanyam (1998) wählt Untersuchungszeitraum und Datenbasis analog zu der Studie von Fama/French (1992). Im Gegensatz zu dieser Vergleichsstudie werden jedoch monatliche Querschnittsregressionen von risikoadjustierten Aktienrenditen auf unternehmensspezifische fundamentale Größen durchgeführt. Die Risikoadjustierung erfolgt anhand der Faktoren aus Fama/French (1993) und aus Connor/Korajczyk (1988). Auf diese Weise soll der marginale Erklärungsbeitrag fundamentaler Größen getestet werden, der über den Erklärungsbeitrag historischer Betas hinausgeht. Als Vergleichsbasis führen die Autoren zudem herkömmliche Fama/MacBeth-Regressionen anhand von nicht-risikoadjustierten Renditen durch.

Die Studie gelangt zu dem Ergebnis, daß unternehmensspezifische fundamentale Größen auch nach Risikoadjustierung noch signifikant bewertungsrelevant sind. Unabhängig von den untersuchten Regressorenkombinationen sind das Buch-Marktwert-Verhältnis und technische Größen zum „Momentum“ von Aktienrenditen bewertungsrelevant. Aktien mit höherer Liquidität, gemessen am Handelsvolumen, weisen wie bei Haugen/Baker (1996) signifikant geringere durchschnittliche Renditen auf. Mit Hinzunahme der Liquiditätsgrößen in die Querschnittsregressionen erfolgt bei der geschätzten Faktorprämie hinsichtlich der Unternehmensgröße ein Vorzeichenwechsel von minus auf plus.²⁴ Brennan/Chordia/Subrahmanyam interpretieren die Unternehmensgröße dementsprechend als Proxy für das Handelsvolumen und vertreten die Ansicht, daß

²²Es bleibt unklar, ob die Bilanzdaten für diese Untersuchung einheitlich aus Konzernabschlüssen stammen.

²³Vgl. Haugen/Baker (1996), S. 433, Tabelle 7.

²⁴Vgl. insbesondere Brennan/Chordia/Subrahmanyam (1998), S. 359 f., Tabelle 3 und 4.

sich hinter dem bekannten „Größen-Effekt“ ein „Liquiditätseffekt“ verbirgt.²⁵

Wallmeier (1997) überträgt die Vorgehensweise der Fama/French-Studie auf den deutschen Kapitalmarkt. Die Untersuchung bezieht sich auf den Zeitraum 07/1967-06/1994. Pro Monat liegen für 60–200 Unternehmen Bilanz- und Kursdaten vor. In den univariaten Analysen auf Basis standardisierter Variablen sind das Cash flow-Kurs-Verhältnis, das Buch-Marktwert-Verhältnis und der marktwertbezogene Verschuldungsgrad – jeweils mit positiver Faktorprämie – signifikant bewertungsrelevant. Beta und die Unternehmensgröße sind nicht bewertungsrelevant, wobei die Faktorprämien jeweils ein negatives Vorzeichen aufweisen. In den multivariaten Analysen dominieren die Einflüsse des Cash flow-Kurs-Verhältnisses und des Buch-Marktwert-Verhältnisses den Einfluß der anderen Variablen.²⁶

Wallmeier untersucht zudem eine zweite Stichprobe mit 72 Unternehmen, für die Konzernabschlüsse vorliegen, im Zeitraum 07/1988–06/1994. Zum Signifikanzniveau von 5 % kann bei keiner der untersuchten Variablen die Hypothese abgelehnt werden, daß eine bestimmte Faktorprämie null beträgt.

Zusammenfassend ist festzustellen, daß in allen dargestellten Studien der Unternehmensgröße und Value/Growth-Kennzahlen wie dem Buch-Marktwert-Verhältnis und dem Gewinn-Kurs-Verhältnis eine besondere Bedeutung zukommt. Die Erklärungskraft von technischen Größen und Handelsliquidität-Kennzahlen wird uneinheitlich beurteilt. Die ökonomische Relevanz dieser Ergebnisse wird allerdings in jüngster Zeit von einigen Verfassern bezweifelt. Das folgende Kapitel beschäftigt sich mit dieser Kritik vor dem Hintergrund des in dieser Arbeit verwendeten Modellrahmens.

5.1.3 Problematik wertpapierspezifischer fester Effekte

Hamerle/Rösch (1996a,b, 1998a,b) und Rösch (1998) kritisieren die übliche Vorgehensweise, bewertungsrelevante fundamentale Größen mittels Fama/MacBeth-Regressionen zu identifizieren. Die Kritik beruht darauf, daß das den Fama/MacBeth-Regressionen zugrundeliegende statistische Modell nicht korrekt spezifiziert ist, weil es keine wertpapierspezifischen Konstanten enthält. Die Ausführungen von Hamerle/Rösch gelten vor dem Hintergrund des CAPM²⁷ und ebenfalls vor dem Hintergrund der APT bei

²⁵Vgl. Brennan/Chordia/Subrahmanyam (1998), S. 367.

²⁶Vgl. Wallmeier (1997), S. 280, Tabelle 4.5.

²⁷Vgl. Hamerle/Rösch (1996a,b).

nicht-exakter Faktorbewertung.²⁸ Als Folge der Fehlspezifikation sind alle Schätzungen der Parameter verzerrt, so daß auf diesen verzerrten Schätzungen basierende Tests keinerlei Aussagen über die Gültigkeit der Nullhypothese erlauben.

Gilt dagegen die APT mit exakter Faktorbewertung, so ist das statistische Modell von Fama/MacBeth korrekt spezifiziert.²⁹ Sind die Faktoren vollständig bekannt, werden die Faktorprämien erwartungstreu geschätzt.

Das der vorliegenden Arbeit zugrundeliegende Modell (M) ist ein Modell der exakten Faktorbewertung, so daß die Kritik von Hamerle/Rösch in diesem Modell nicht zutrifft. Gibt es keine unternehmensspezifischen festen Effekte im systematischen Risiko ($d_{10} = \dots = d_{N0}$), so ist Modell (M) mit dem Fama/MacBeth-Modell vereinbar, und alle Schätzfunktionen sind erwartungstreu. Gibt es dagegen unternehmensspezifische feste Effekte im systematischen Risiko der Wertpapiere, so weist das sich ergebende Regressionsmodell wertpapierspezifische Konstanten auf. Als Folge ist es in dem vorliegenden Modell möglich, daß die Fama/MacBeth-Schätzfunktionen verzerrt sind. Unter bestimmten Annahmen sind die Fama/MacBeth-Schätzfunktionen jedoch auch für den Fall wertpapierspezifischer Konstanten unverzerrt. Diese Zusammenhänge sollen im folgenden kurz erläutert werden.

Für den t -ten Querschnitt läßt sich Modell (M) darstellen als

$$\tilde{\mathbf{R}}_t = \tilde{\boldsymbol{\alpha}}_t + \mathbf{X}_{t-1} \tilde{\mathbf{F}}_t + \tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_t, \quad (5.5)$$

mit $\tilde{\mathbf{R}}_t = (\tilde{R}_{1t}, \dots, \tilde{R}_{Nt})'$, $\tilde{\mathbf{F}}_t = (R_{Ft}, \tilde{F}_{1t}, \dots, \tilde{F}_{Lt})'$, $\tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_t = (\tilde{\epsilon}_{1t}, \dots, \tilde{\epsilon}_{Nt})'$ und $\tilde{\boldsymbol{\alpha}}_t = (\tilde{\alpha}_{1t}, \dots, \tilde{\alpha}_{Nt})'$, wobei $\tilde{\alpha}_{it} = d_{i0} \tilde{F}_{0t} \forall i, t$ gilt. $\mathbf{X}_{t-1} = (\mathbf{1} \mathbf{D}_{t-1})$ ist die $(N \times (L+1))$ -Regressormatrix, die zusammengesetzt ist aus dem $(N \times 1)$ -Vektor $\mathbf{1} = (1, \dots, 1)'$ und der $(N \times L)$ -Matrix \mathbf{D}_{t-1} der Merkmalsausprägungen d_{ilt-1} . Für jeden der T Querschnitte ergibt sich das Regressionsmodell

$$\tilde{\mathbf{R}}_t = \boldsymbol{\alpha}_t + \mathbf{X}_{t-1} \mathbf{F}_t + \tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_t, \quad (5.5')$$

mit $\boldsymbol{\alpha}_t = (\alpha_{1t}, \dots, \alpha_{Nt})'$ und $\mathbf{F}_t = (R_{Ft}, \gamma_{1t}, \dots, \gamma_{Lt})'$ als Realisationen der Vektoren $\tilde{\boldsymbol{\alpha}}_t$ bzw. $\tilde{\mathbf{F}}_t$. Die Vektoren $\boldsymbol{\alpha}_t$ und \mathbf{F}_t beinhalten die zu schätzenden Parameter. Modell (5.5') ist jedoch nicht schätzbar, da es mehr Parameter als Beobachtungen gibt. Es liegen $\text{Obs} = \sum_{i=1}^N T_i$ Beobachtungen vor, wobei T_i die Anzahl der Perioden bezeichnet,

²⁸Vgl. Hamerle/Rösch (1998a,b).

²⁹Vgl. Hamerle/Rösch (1998b), S. 128.

in denen Aktie i in die Analyse eingeht. Die Anzahl der zu schätzenden Parameter beträgt jedoch $\text{Obs} + (L + 1)T$.

Wird ein Modell entsprechend dem Fama/MacBeth-Regressionsmodell (FM') ohne wertpapierspezifische Regressionskonstanten geschätzt, obwohl wertpapierspezifische feste Effekte im systematischen Risiko vorliegen, so sind in jeder Querschnittsregression alle Schätzungen der Regressionskoeffizienten verzerrt.³⁰ Die Verzerrungen der Parameterschätzungen für die einzelnen Querschnitte nehmen tendenziell zu, wenn ein Teil der Faktoren nicht bekannt ist.³¹ Die Verzerrungen haben zur Folge, daß die Beurteilung der Signifikanz der Bewertungsrelevanz unternehmensspezifischer Größen im allgemeinen unzutreffend ist. Hamerle/Rösch illustrieren diese Problematik anhand von Simulationen auf einem künstlichen Kapitalmarkt.³²

Die Fama/MacBeth-Schätzfunktionen, die sich als Funktion der Schätzer aus den einzelnen Querschnittsregressionen ergeben, sind jedoch auch dann nicht notwendig verzerrt, wenn es unternehmensspezifische feste Effekte im systematischen Risiko gibt. Dies läßt sich wie folgt zeigen: Angenommen, es gilt $E[\tilde{F}_{0t}] = \lambda_0 = 0 \forall t$, so daß $E[\tilde{\alpha}_{it}] = E[d_{i0}\tilde{F}_{0t}] = 0 \forall i, t$ bzw. $E[\tilde{\alpha}_t] = \mathbf{0} \forall t$ mit $\mathbf{0}$ als $(N \times 1)$ -Nullvektor und $\hat{\mathbf{F}}_t = (\hat{R}_{Ft}, \hat{F}_{1t}, \dots, \hat{F}_{Lt})'$ bezeichnet den Vektor der KQ-Schätzer aus den Fama/MacBeth-Regressionen für den t -ten Querschnitt. Da die Faktoren $\tilde{F}_{l1}, \dots, \tilde{F}_{lT} \forall l = 1, \dots, L$ jeweils identisch verteilt sind, ergibt sich unter Beachtung von (5.5) für den (unbedingten) Erwartungswert des Vektors $\tilde{\mathbf{F}}$ der Fama/MacBeth-Schätzfunktionen:

$$\begin{aligned}
E[\tilde{\mathbf{F}}] &= E\left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\mathbf{F}}_t\right] = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T E[\hat{\mathbf{F}}_t] \\
&= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T E\left[\left(\mathbf{X}'_{t-1} \mathbf{X}_{t-1}\right)^{-1} \mathbf{X}'_{t-1} \tilde{\mathbf{R}}_t\right] \\
&= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\mathbf{X}'_{t-1} \mathbf{X}_{t-1}\right)^{-1} \mathbf{X}'_{t-1} E[\tilde{\alpha}_t + \mathbf{X}_{t-1} \tilde{\mathbf{F}}_t + \tilde{\epsilon}_t] \\
&= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T E[\tilde{\mathbf{F}}_t] + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\mathbf{X}'_{t-1} \mathbf{X}_{t-1}\right)^{-1} \mathbf{X}'_{t-1} \underbrace{E[\tilde{\alpha}_t]}_{=0} \\
&= \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_{Ft}, \lambda_1, \dots, \lambda_L\right)'.
\end{aligned} \tag{5.6}$$

³⁰Diese Aussage ergibt sich in Analogie zu Hamerle/Rösch (1998b), S. 127.

³¹Vgl. Hamerle/Rösch (1998b), S. 128.

³²Vgl. z. B. Hamerle/Rösch (1998b), S. 128 ff.

Unter der Annahme, daß $\lambda_0 = 0$ gilt, sind die Fama/MacBeth-Schätzfunktionen \hat{F}_{lt} ($l = 1, \dots, L$) folglich auch bei Existenz von unternehmensspezifischen festen Effekten im systematischen Risiko erwartungstreu. Bei gegebenen Faktorrealisationen sind die Schätzfunktionen aus den einzelnen Querschnittsregressionen (FM') zwar jeweils verzerrt. Die Fama/MacBeth-Schätzfunktionen sind jedoch ein Mittelwert über diese Schätzfunktionen und im Mittel – im unbedingten Erwartungswert – gleichen sich die Verzerrungen aus. Als Folge sind die Fama/MacBeth-Schätzfunktionen unverzerrt.

Zusammenfassend läßt sich festhalten, daß im Modell (M) die Fama/MacBeth-Schätzfunktionen erwartungstreu sind, wenn keine unternehmensspezifischen festen Effekte im systematischen Risiko vorliegen. Gibt es dagegen unternehmensspezifische feste Effekte, so sind die Schätzfunktionen – analog zu der Kritik von Hamerle/Rösch – in der Regel verzerrt. Die Fama/MacBeth-Schätzfunktionen sind in diesem Fall nur dann erwartungstreu, wenn der Erwartungswert des Basisfaktors \tilde{F}_{0t} in allen Perioden gleich null ist.

Mit Blick auf die Performancemessung gilt es festzustellen, ob die dargestellten Voraussetzungen für die Unverzerrtheit der Fama/MacBeth-Schätzfunktionen erfüllt sind. Wenn diese Voraussetzungen erfüllt sind, lassen sich über die Fama/MacBeth-Regressionen die im Rahmen der Performancemessung zu berücksichtigen bewertungsrelevanten Anlagestile identifizieren.

5.2 Identifikation der bewertungsrelevanten Anlagestile unter Berücksichtigung wertpapierspezifischer fester Effekte

Dem Kritikpunkt, daß Modell (5.5') mehr Parameter als Beobachtungen enthält und demzufolge nicht schätzbar ist, kann dadurch begegnet werden, daß Zeitreihen- und Querschnittsdaten zusammengefaßt werden („Pooling“). Diese Vorgehensweise ermöglicht statistische Tests zu der Frage, ob die Voraussetzungen für die Unverzerrtheit der Fama/MacBeth-Schätzfunktionen vorliegen. Den Tests liegt folgendes, zu Modell (M)

äquivalentes statistisches Modell zugrunde:

$$\begin{aligned}
\tilde{r}_{it} &= d_{i0} \sum_{k=1}^K (\lambda_k^* + \tilde{v}_{kt}^*) + \sum_{l=1}^L d_{ilt-1} \sum_{k=1}^K c_{lk} (\lambda_k^* + \tilde{v}_{kt}^*) + \tilde{\epsilon}_{it} \\
&= d_{i0} \underbrace{\sum_{k=1}^K \lambda_k^*}_{=\lambda_0} + \sum_{l=1}^L d_{ilt-1} \underbrace{\sum_{k=1}^K c_{lk} \lambda_k^*}_{=\lambda_l} \\
&\quad + d_{i0} \sum_{k=1}^K \tilde{v}_{kt}^* + \sum_{l=1}^L d_{ilt-1} \sum_{k=1}^K c_{lk} \tilde{v}_{kt}^* + \tilde{\epsilon}_{it} \quad \forall i, t.
\end{aligned} \tag{5.7}$$

Unter Zusatzannahmen hinsichtlich der Störgrößen ergibt sich ein Modell der Kovarianzanalyse mit festen Effekten:³³

$$\tilde{r}_{it} = \lambda_{i0} + \sum_{l=1}^L d_{ilt-1} \lambda_l + \tilde{\eta}_{it} \quad \forall i, t, \text{ mit} \tag{KV}$$

$$\lambda_{i0} = d_{i0} \lambda_0 \quad \forall i,$$

$$\tilde{\eta}_{it} = d_{i0} \sum_{k=1}^K \tilde{v}_{kt}^* + \sum_{l=1}^L d_{ilt-1} \sum_{k=1}^K c_{lk} \tilde{v}_{kt}^* + \tilde{\epsilon}_{it} \quad \forall i, t,$$

$$E[\tilde{\eta}_{it}] = 0 \quad \forall i, t, \quad \tilde{\eta}_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T) \sim \text{i. i. d. normalverteilt.}$$

λ_{i0} und λ_l ($l = 1, \dots, L$) sind die zu schätzenden Parameter. Gilt $N + L < \text{Obs}$, können die $N + L$ Parameter des Modells mit einer gepoolten Datenbasis geschätzt werden. Es ist zu beachten, daß die Annahme unabhängig und identisch normalverteilter Störterme $\tilde{\eta}_{it}$ restriktiver als die entsprechende Annahme für die Fama/MacBeth-Regressionen ist.

Bei den statistischen Tests geht es im ersten Schritt um die Beantwortung der Frage, ob die Fama/MacBeth-Schätzfunktionen verzerrt sind. Entsprechend den Ausführungen im letzten Kapitel sind diese Schätzfunktionen nicht verzerrt, wenn

- (a) keine unternehmensspezifischen festen Effekte im systematischen Risiko existieren, d. h., wenn $d_{10} = \dots = d_{N0}$ gilt, oder wenn
- (b) $\lambda_0 = 0$ gilt, so daß, auch wenn unternehmensspezifische feste Effekte existieren, deren Wirkungen auf die Renditen im Erwartungswert null betragen.

Liegt (mindestens) einer dieser beiden Fälle vor, gilt im Modell (KV)

$$H_0^A : \lambda_{10} = \lambda_{20} = \dots = \lambda_{N0}.$$

³³Vgl. z. B. Christensen (1996b), S. 195 ff.

Die Parameter von Modell (KV) werden anhand der Kleinste-Quadrate-Methode geschätzt. Bezeichnet SQR die Fehlerquadratsumme und ΔSQE den Anstieg der Modellquadratsumme bei Anpassung des vollen Modells gegenüber der Anpassung des reduzierten Modells $\tilde{r}_{it} = \sum_{l=1}^L d_{ilt-1}\lambda'_l + \tilde{\eta}'_{it} \forall i, t$, wobei λ'_l und $\tilde{\eta}'_{it}$ analog zu den Parametern aus Modell (KV) zu interpretieren sind, dann folgt unter H_0^A

$$F = \frac{\frac{1}{m}\Delta\text{SQE}}{\frac{1}{n}\text{SQR}} \quad (5.8)$$

einer $F_{m,n}$ -Verteilung, wobei m und n die jeweilige Anzahl der Freiheitsgrade bezeichnet.³⁴ Ist F größer als das 90 %-Quantil dieser F -Verteilung, wird H_0^A verworfen.³⁵

Eine Ablehnung von H_0^A ist äquivalent zum Verwerfen der Hypothese, daß die Fama/MacBeth-Schätzfunktionen im Modell (KV) erwartungstreu sind.³⁶ In diesem Fall stellt sich die Frage, ob durch die Kovarianzanalysen andere fundamentale Größen als bewertungsrelevant ausgewiesen werden als durch die Fama/MacBeth-Regressionen. Zum Test der Bewertungsrelevanz von Merkmal D_l ($l = 1, \dots, L$) wird die Nullhypothese

$$H_0^{B,l} : \lambda_l = 0$$

getestet. Die Tests erfolgen ebenfalls anhand eines F -Tests zu einem Signifikanzniveau von 10 %. Wird $H_0^{B,l}$ abgelehnt, so ist das Merkmal D_l signifikant bewertungsrelevant im Modell (KV).

5.3 Bewertungsrelevante Anlagestile auf dem deutschen Kapitalmarkt

5.3.1 Datenbasis

Die in dieser Studie verwendeten Bilanzdaten und Aktienkurse stammen aus der Hoppenstedt-Bilanzdatenbank.³⁷ Bei den Jahresabschlüssen handelt es sich um Weltkonzernabschlüsse ab dem Bilanzstichtag 31.12.1986 bis zum 31.12.1995. Kursdaten liegen

³⁴Vgl. Dufner/Jensen/Schumacher (1992), S. 361, oder auch Christensen (1996a), S. 193 f.

³⁵Die Tests werden über die SAS-Prozedur GLM durchgeführt. Dabei ist die Typ III-Quadratsummenzerlegung zu verwenden (vgl. Dufner/Jensen/Schumacher (1992), S. 361).

³⁶Es ist zu beachten, daß diese Hypothese nur im Rahmen des vereinfachten Modells (KV), nicht aber im Rahmen des allgemeineren Modells (FM) verworfen wird.

³⁷An dieser Stelle sei dem Hoppenstedt Verlag für die freundliche Überlassung der Daten gedankt.

für den Zeitraum 03/1987–06/1996 vor. Die Kursdaten beinhalten Bereinigungsfaktoren für Kapitalveränderungsmaßnahmen. Dividenden und Sonderausschüttungen sind nachträglich „per Hand“ erhoben und in den Berechnungen berücksichtigt.³⁸

Die Auswahl der in die Analyse einbezogenen Unternehmen orientiert sich an der Zusammensetzung des DAX100 für den Untersuchungszeitraum. Zusätzlich werden alle Unternehmen berücksichtigt, die zum 31.12.1987 eine Marktkapitalisierung von über 400 Mio. DM aufgewiesen haben oder die zu den 50 Aktien mit dem höchsten Börsenumsatz in mindestens einem Jahr zwischen 1987–1995 gehörten. Sind für diese Unternehmen Weltkonzernabschlüsse und Kursdaten zumindest ab dem 30.07.1990 vorhanden, so werden die Unternehmen in die Stichprobe aufgenommen. Insgesamt beinhaltet die Stichprobe Kurs- und Jahresabschlußdaten von 93 deutschen Aktiengesellschaften, darunter 80 Industrieunternehmen, acht Banken und fünf Versicherungen. Es liegt ein unbalanciertes Panel vor, d. h., es sind nicht für jeden Monat Daten für alle Unternehmen vorhanden. In jedem Monat liegen jedoch mindestens für 78 Unternehmen Bilanz- und Kursdaten vor. Tabelle A.2 im Anhang gibt eine Übersicht über die in die Studie einbezogenen Unternehmen.

Der Zeitraum für die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen unternehmensspezifischen fundamentalen Größen und erwarteten Aktienrenditen beginnt 03/1989. Dies ergibt sich dadurch, daß mindestens 24 Monatsrenditen zur Betaschätzung vorliegen sollen, so daß Betas erst ab 03/1989 verfügbar sind. Die im einzelnen betrachteten Untersuchungszeiträume finden sich in Tabelle 5.2.

Bezeichnung	Zeitraum
Z0	03/1989–06/1996
Z1	03/1989–10/1992
Z2	11/1992–06/1996

Tabelle 5.2: Untersuchungszeiträume

Die Definition des Gesamtzeitraums Z0 orientiert sich allein an der Datenverfügbarkeit. Um den Einfluß des gewählten Untersuchungszeitraumes zu analysieren und um eine „out-of-sample“-Betrachtung zu ermöglichen, wird der Gesamtzeitraum in zwei Hälften, Z1 und Z2, unterteilt.

³⁸Als Quelle dienen der „Börsenführer“ und das „Handbuch der deutschen Aktiengesellschaften“.

Tabelle 5.3 faßt die Kapitalmarktentwicklung im Untersuchungszeitraum Z0 zusammen.³⁹ Die Tabelle beinhaltet einige deskriptive Statistiken zu den Monatsrenditen von DAX, MDAX und CDAX.⁴⁰ RFX bezeichnet den durchschnittlichen Monatsgeldsatz (Frankfurt Interbank Offered Rate) entsprechend den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank⁴¹ und soll den risikolosen Zinssatz R_{Ft} in Monat t approximieren. Die Renditen R_{It} von Index I in Monat t sind berechnet als

$$R_{It} = \frac{P_{It}}{P_{It-1}} - 1, \quad (5.9)$$

mit P_{It-1} und P_{It} als Indexstand von Index I zum Ende von Monat $t-1$ bzw. t . In der Tabelle sind arithmetisches Mittel (Mit.), Standardabweichung (Std.), Schiefe (Sch.), Kurtosis (Kur.) und Median (Med.) sowie das 5 %-Quantil (P5) und das 95 %-Quantil (P95) angegeben. Prob_N bezeichnet den p -Wert zum Shapiro/Wilk-Anpassungstest auf Normalverteilung.⁴²

Index	Mit.	Std.	Sch.	Kur.	Med.	P5	P95	Prob _N
DAX	0,92	5,21	-0,75	1,88	1,22	-7,89	8,59	0,16
MDAX	0,92	5,15	-0,54	0,95	1,12	-6,34	8,25	0,39
CDAX	0,80	4,72	-0,82	1,90	1,35	-7,40	7,84	0,05
RFX	0,59	0,17	-0,36	-1,20	0,63	0,28	0,81	0,00

Tabelle 5.3: Indexrenditen (Zeitraum Z0)

Im historischen Vergleich ist der Zeitraum Z0 gekennzeichnet durch geringe durchschnittliche Überschußrenditen.⁴³ Die durchschnittlichen Überschußrenditen von DAX und CDAX belaufen sich auf 0,33 bzw. 0,21 % p.M. Im Gegensatz zu älteren empirischen Untersuchungen⁴⁴ sind die Indexrenditen für die vorliegende Stichprobe linkschief. Dies ergibt sich zu einem großen Teil aufgrund der Extremwerte am linken Rand der Häufigkeitsverteilung; in den „Crash“-Monaten August und September 1990 belaufen sich die Renditen des DAX auf -15,1 bzw. -18,1 % p.M. Im Dezember 1989 dagegen, dem Monat mit dem größten Kursanstieg am Aktienmarkt, beträgt die Rendite des DAX 13,5 % p.M. Die Nullhypothese, daß die Renditen normalverteilt sind,

³⁹Eine ausführlichere Tabelle für den Zeitraum Z0 und Tabellen für die Untersuchungszeiträume Z1 und Z2 finden sich im Anhang A.3.

⁴⁰Die Indexzeitreihen sind von der Deutschen Börse AG zur Verfügung gestellt worden.

⁴¹Korrekterweise müßte der zu Beginn eines Monats gültige Geldmarktzinssatz Verwendung finden. Aus Gründen der Datenverfügbarkeit wird jedoch auf den Durchschnittszinssatz zurückgegriffen.

⁴²Vgl. Shapiro/Wilk (1965). Für $\text{Prob}_N < \alpha$ wird die Nullhypothese, daß die Renditen normalverteilt sind, zum Signifikanzniveau α abgelehnt. Der p -Wert zu einem Test gibt grundsätzlich das GrenzsSignifikanzniveau an, zu dem die Nullhypothese gerade noch abgelehnt wird.

⁴³Für einen historischen Vergleich siehe z. B. Stehle/Hartmond (1991).

⁴⁴Die „klassische“ Studie zur Analyse der Wahrscheinlichkeitsverteilung von Aktienrenditen ist Fama (1965).

wird für DAX und MDAX zum Signifikanzniveau von 10 % nicht abgelehnt. Berechnet man die deskriptiven Statistiken für logarithmierte Bruttorenditen, so ergibt sich eine stärkere Linksschiefe und eine häufigere Ablehnung der Nullhypothese der Normalverteilung. Die empirischen Untersuchungen in der vorliegenden Arbeit werden auf der Basis von Renditen entsprechend der Renditedefinition (5.9) durchgeführt.⁴⁵

Abbildung 5.1 gibt einen ergänzenden Überblick über die Entwicklung des deutschen Kapitalmarktes für den Untersuchungszeitraum Z0.⁴⁶ Die dargestellten Indizes sind

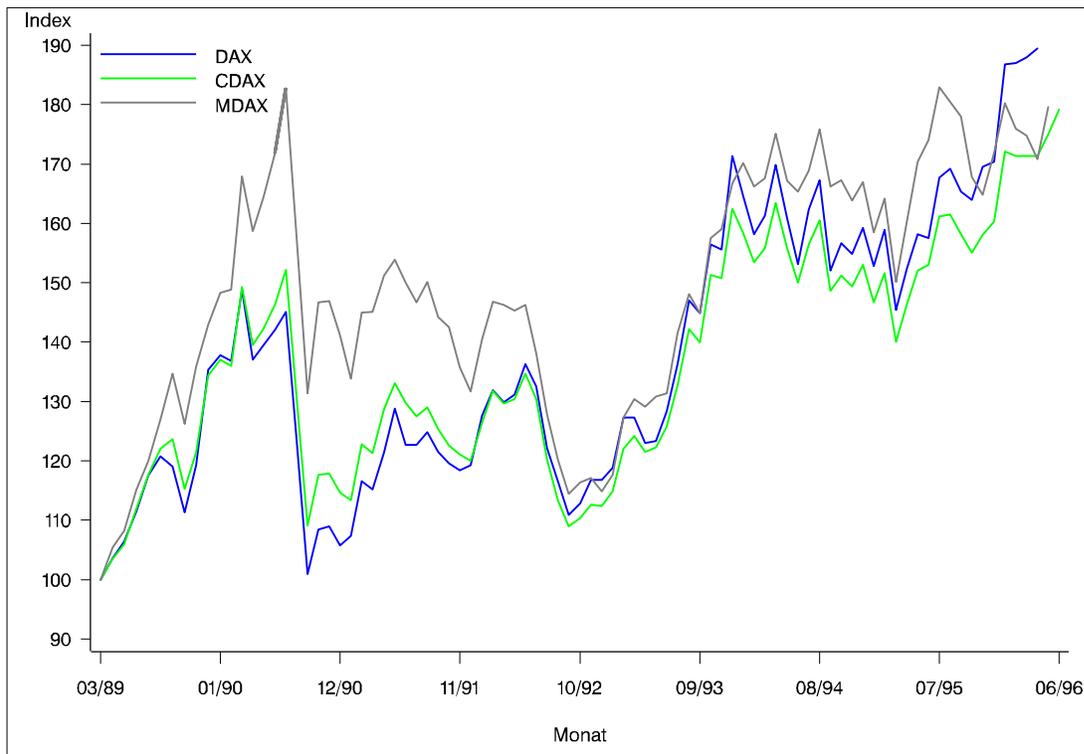


Abbildung 5.1: Indexverläufe (Zeitraum Z0)

normiert, d. h., alle Indizes werden zu Beginn von 03/1989 (Zeitpunkt $t = 0$) gleich 100 gesetzt. Y_{It} , der normierte Stand von Index I zum Ende von Monat t , ergibt sich dann als $Y_{It} = 100(P_{It}/P_{I0})$. Y_{It} läßt sich als Marktwert des Portefeuilles eines Investors zum Zeitpunkt t interpretieren, der zu Beginn von 03/1989 100 Geldeinheiten in Index I bzw. in das dem Index zugrundeliegende Portefeuille angelegt hat.

⁴⁵Sensitivitätsanalysen auf der Basis logarithmierter Bruttorenditen zeigen, daß die Ergebnisse dieser Arbeit nur unwesentlich von der Renditedefinition abhängen.

⁴⁶Entsprechende Abbildungen für die Zeiträume Z1 und Z2 finden sich im Anhang A.3.

Aus der Abbildung läßt sich die Rangfolge der geometrischen Mittel der Indexrenditen ablesen. Das geometrische Mittel der Monatsrenditen von I über den Zeitraum $t = 1, \dots, \tau$ ergibt sich als $\sqrt[\tau]{(Y_{I\tau}/100)} - 1$. Demnach entspricht die Rangfolge der normierten Indexstände der Rangfolge der geometrischen Mittel der Renditen.

Die unternehmensspezifischen Kennzahlen, die in die Analyse eingehen, sind einerseits Kennzahlen, die in bisherigen Studien⁴⁷ als bewertungsrelevant eingestuft worden sind und andererseits Kennzahlen, die traditionell in der Bilanzanalyse verwendet werden. Tabelle 5.4 gibt einen Überblick über die betrachteten Kennzahlen. Genaue Angaben zu Definitionen und zur Berechnung der Kennzahlen finden sich im Kapitel A.2 im Anhang.

Im Rahmen der vorliegenden Arbeit wird analog zu Fama/French (1992) unterstellt, daß die Jahresabschlußinformationen spätestens fünf Monate nach dem Bilanzstichtag öffentlich verfügbar sind. Im Gegensatz zu Fama/French werden unterjährige Bilanzstichtage berücksichtigt, d. h., fällt der Bilanzstichtag in Monat t , gehen die Daten aus dieser Bilanz in die Querschnittsregressionen für die Monate $t + 6$ bis $t + 17$ ein. Der Marktwert des Eigenkapitals wird aktueller als in der Fama/French-Studie bestimmt. Die Kennzahlen, die über den Marktwert des Eigenkapitals definiert sind und die in Querschnittsregressionen hinsichtlich Monat t aufgenommen werden sollen, werden jeweils auf der Basis des Marktwertes des Eigenkapitals zum Ende des Vormonats $t - 1$ berechnet.

22 der Aktiengesellschaften aus der Stichprobe weisen zwei börsengehandelte Aktiegattungen auf. Die Analysen beschränken sich aus Gründen der Datenverfügbarkeit nur auf jeweils eine der Gattungen.⁴⁸ Bei der Berechnung des Marktwertes des Eigenkapitals wird die andere Gattung berücksichtigt, d. h., für eine Aktiengesellschaft mit Stamm- und Vorzugsaktien ergibt sich der Marktwert des Eigenkapitals als Summe der Marktwerte von Stämmen und Vorzügen.

Die historischen Betas werden über das Markt-Modell geschätzt.⁴⁹ Zur Schätzung der Betas in Monat t werden die Aktienrenditen für den Zeitraum $t - 60$ bis $t - 1$ auf die Rendite von DAX bzw. CDAX regressiert, wobei mindestens 24 Beobachtungen vorliegen müssen.

⁴⁷Vgl. auch Kapitel 5.1.2.

⁴⁸Vgl. auch Tabelle A.2. Die Spalte WKNAND gibt die Wertpapierkennnummer derjenigen Aktiegattung an, die nicht in die Untersuchung eingeht.

⁴⁹Vgl. Fama (1976).

SAS-Name	Kennzahl
ANLDEC	Anlagendeckung
BCDAX, BDAX	Historische Betas hinsichtlich CDAX bzw. DAX
BSLN	Logarithmierte Bilanzsumme
BSEKLN	Logarithmiertes Bilanzsumme-Eigenkapital-Verhältnis
BSMELN	Logarithmiertes Bilanzsumme-Marktwert-Verhältnis
CF1DU	Cash flow 1-Dummy
CF2DU	Cash flow 2-Dummy
CF1R	Cash flow 1-Rentabilität
CF2R	Cash flow 2-Rentabilität
CF1RWR	Wachstumsrate Cash flow 1-Rentabilität
CF2RWR	Wachstumsrate Cash flow 2-Rentabilität
CF1P	Cash flow 1-Kurs-Verhältnis
CF2P	Cash flow 2-Kurs-Verhältnis
CF1WR	Wachstumsrate Cash flow 1
CF2WR	Wachstumsrate Cash flow 2
DUB5	Branchen-Dummy Banken
DUB9	Branchen-Dummy Versicherungen
DYNV1	Dynamischer Verschuldungsgrad 1
DYNV2	Dynamischer Verschuldungsgrad 2
E1R	Eigenkapitalrentabilität 1
E2R	Eigenkapitalrentabilität 2
E1RWR	Wachstumsrate Eigenkapitalrentabilität 1
E2RWR	Wachstumsrate Eigenkapitalrentabilität 2
E1P	Gewinn 1-Kurs-Verhältnis
E2P	Gewinn 2-Kurs-Verhältnis
E1DU	Gewinn 1-Dummy
E2DU	Gewinn 2-Dummy
E1WR	Wachstumsrate Gewinn 1
E2WR	Wachstumsrate Gewinn 2
EKME	Buch-Marktwert-Verhältnis
EKMEK	Korrigiertes Buch-Marktwert-Verhältnis
FKEK	Bilanzieller Verschuldungsgrad
FKMEK	Marktmäßiger Verschuldungsgrad
MATQ	Materialkostenquote
MEKMLN	Logarithmierter Marktwert des Eigenkapitals („Unternehmensgröße“)
PERSQ	Personalkostenquote
ROI	Return on Investment
ROIDU	ROI-Dummy
RSTPEQ	Pensionsrückstellungsquote
SECDAX, SEDAX	Historisches unsystematisches Risiko hinsichtlich CDAX bzw. DAX
STREU	Streubesitz
STRDU1	Streubesitz 25 %-Dummy
STRDU2	Streubesitz 50 %-Dummy
UMSAUQ	Auslandsanteil am Umsatz
UMSFOR	Umschlaghäufigkeit Forderungen
UMSLN	Logarithmierte Umsatzerlöse
UMSP	Umsatz-Kurs-Verhältnis
UMSSACH	Umsatz-Sachanlagen-Verhältnis
UMSVOR	Umschlaghäufigkeit Vorräte
UVVKKU	Verhältnis des Umlaufvermögens zu kurzfristigen Verbindlichkeiten

Tabelle 5.4: Kennzahlen

Tabelle 5.5 beinhaltet einige deskriptive Statistiken zu den untersuchten Kennzahlen. Obs gibt hier die Anzahl der Beobachtungen über alle Unternehmen und Zeitpunkte an, für die die Kennzahl vorliegt. Die Kennzahlen sind wie bei Fama/French (1992) nicht standardisiert. Die Daten sind nur um wenige Ausreißer korrigiert; eine grundsätzliche Korrektur von Extremwerten erfolgte nicht. Als Konsequenz haben die Beobachtungen

Kennzahl	Mit.	Std.	Sch.	Kur.	Med.	P5	P95	Obs
ANLDEC	1,243	0,82	1,45	6,19	1,209	0,000	2,448	7828
BCDAX	1,035	0,29	-0,01	0,39	1,022	0,549	1,505	7669
BDAX	0,886	0,26	-0,18	0,33	0,882	0,442	1,292	7669
BSLN	8,539	1,86	0,38	-0,42	8,414	5,810	12,171	7828
BSEKLN	1,511	0,76	1,32	0,95	1,300	0,684	3,307	7828
BSMELN	0,758	1,03	0,61	0,75	0,671	-0,697	2,984	7813
CF1DU	0,040	0,20	4,70	20,06	0,000	0,000	0,000	7828
CF2DU	0,043	0,20	4,52	18,42	0,000	0,000	0,000	7828
CF1R	0,438	0,37	3,26	14,92	0,367	0,059	0,939	7828
CF2R	0,434	0,38	3,49	16,72	0,363	0,059	0,939	7828
CF1RWR	0,284	1,94	11,74	174,30	0,002	-0,537	1,170	7563
CF2RWR	0,280	1,97	11,51	166,09	0,000	-0,529	1,187	7563
CF1P	0,220	0,19	2,18	6,90	0,174	0,020	0,562	7813
CF2P	0,216	0,18	2,21	7,31	0,174	0,020	0,537	7813
CF1WR	0,470	2,39	9,72	112,30	0,094	-0,494	1,692	7599
CF2WR	0,470	2,48	10,11	117,65	0,084	-0,486	1,726	7599
DYNV1	19,976	56,44	3,88	15,59	2,968	0,510	160,892	7828
DYNV2	19,676	56,30	3,92	15,85	2,973	0,487	160,892	7828
E1DU	0,096	0,29	2,75	5,55	0,000	0,000	1,000	7828
E2DU	0,090	0,29	2,87	6,25	0,000	0,000	1,000	7828
E1R	0,096	0,07	1,03	2,55	0,088	0,000	0,218	7828
E2R	0,092	0,07	1,33	4,06	0,084	0,000	0,210	7816
E1RWR	1,150	94,23	87,25	7613,22	0,000	-0,488	0,732	7614
E2RWR	1,572	94,73	86,15	7476,23	0,000	-0,539	0,836	7590
E1P	0,045	0,03	1,63	7,43	0,043	0,000	0,100	7814
E2P	0,043	0,03	1,37	4,73	0,041	0,000	0,098	7814
E1WR	1,283	94,66	87,25	7613,07	0,056	-0,416	1,023	7614
E2WR	2,402	96,89	81,52	6931,41	0,061	-0,490	1,141	7614
EKME	0,553	0,31	1,51	5,29	0,493	0,170	1,121	7813
EKMEK	0,577	0,31	1,47	5,07	0,518	0,195	1,142	7813
FKEK	5,656	7,85	2,35	4,47	2,625	0,981	26,319	7828
FKMEK	3,471	6,15	3,05	8,92	1,388	0,278	19,020	7813
MATQ	0,457	0,23	-0,72	0,02	0,490	0,000	0,770	7518
MEKMLN	7,783	1,28	0,25	-0,47	7,691	5,864	10,180	7813
PERSQ	0,253	0,10	-0,15	-0,44	0,270	0,088	0,408	7495
ROI	0,062	0,06	1,65	4,62	0,054	0,000	0,161	7828
RSTPEQ	0,110	0,09	0,36	-0,76	0,111	0,002	0,251	7828
SECDAX	6,327	1,98	0,79	1,35	6,181	3,444	9,753	7669
SEDAX	6,490	2,12	0,65	0,98	6,410	3,255	10,160	7669
STREU	0,549	0,27	0,21	-0,94	0,500	0,165	1,000	7638
UMSAUQ	0,371	0,26	-0,13	-1,28	0,408	0,000	0,760	7624
UMSFOR	6,497	9,42	7,56	85,13	4,821	0,000	17,850	7828
UMSLN	8,539	1,41	-0,03	-0,48	8,377	6,224	10,855	7828
UMSP	2,722	2,23	4,79	47,46	2,237	0,643	6,115	7813
UMSSACH	5,822	8,66	7,16	73,11	4,298	0,000	15,307	7828
UMSVOR	11,433	39,81	10,69	124,05	6,806	0,000	20,087	7816
UVVKKU	2,212	1,40	0,80	2,53	2,101	0,000	4,532	7828

Tabelle 5.5: Kennzahlen – Deskriptive Statistiken (Zeitraum Z0)

zu Bremer Vulkan (02/1996–05/1996), Asko (03/1994–02/1995) und Computer 2000 (03/1996–06/1996) besonderen Einfluß auf die Statistiken.

5.3.2 Ergebnisse der Fama/MacBeth-Regressionen

Im Rahmen der empirischen Untersuchung werden verschiedene univariate und multivariate statistische Modelle getestet. Zur Modellselektion wird eine Kombination aus Vorwärtsauswahl und Rückwärtsauswahl angewandt.⁵⁰ Im ersten Schritt werden für den Zeitraum Z0 für die Kennzahlen aus Tabelle 5.4 jeweils univariate Fama/MacBeth-Regressionen durchgeführt.⁵¹ Wie bei Haugen/Baker (1996) gehen auch Banken und Versicherungen in die Querschnittsregressionen ein, wobei die branchenspezifischen Besonderheiten über zwei Dummy-Variablen (DUB5, DUB9) berücksichtigt werden.

Im zweiten Schritt werden die bewertungsrelevanten Variablen aus dem ersten Schritt jeweils paarweise mit allen anderen Kennzahlen kombiniert und entsprechende multivariate Fama/MacBeth-Regressionen durchgeführt. Die Branchen-Dummies werden unabhängig von ihrer Signifikanz im statistischen Modell belassen. Auf diese Weise erhält man eine Reihe von statistischen Modellen mit jeweils zwei signifikanten Variablen.⁵²

Diese signifikanten Kennzahlenpaare werden im dritten Schritt wiederum jeweils mit jeder anderen Kennzahl kombiniert (Aufbauphase). Als Ergebnis erhält man eine Reihe von Modellen mit drei signifikanten fundamentalen Größen. Sodann wird auf die Vereinigungsmenge der zu den signifikanten Dreier-Modellen gehörenden Variablen das Ausschlußverfahren angewandt, d. h., im vierten Schritt werden alle signifikanten Variablen aus dem dritten Schritt zusammen in einem Querschnittsregressionsansatz untersucht. Sind in diesem Modell nicht alle Variablen signifikant, wird diejenige Variable aus dem Ansatz ausgeschlossen, die den höchsten p -Wert aufweist. Auf der Basis der verbleibenden Variablen werden erneut Fama/MacBeth-Regressionen durchgeführt, usw. Dieses Ausschlußverfahren wird so lange fortgeführt, bis nur noch signifikante Variablen unter den verbleibenden Regressoren sind. Das sich ergebende Modell ist das Ergebnis des vierten Schrittes.

⁵⁰Zu verschiedenen Verfahren der Modellselektion vgl. Christensen (1996a), S. 426 ff. Eine kurze Darstellung findet sich auch bei Schneeweiß (1990), S. 152 ff. Schneeweiß bezeichnet das verwendete Verfahren als „stufenweise Regression“.

⁵¹Unabhängig von der Verwendung von Dummy-Variablen wird im folgenden von „univariaten“ Fama/MacBeth-Regressionen gesprochen, wenn neben den eventuell verwendeten Dummies ausschließlich eine andere Variable als Regressor dient.

⁵²Im Rahmen einer Modellselektion wird üblicherweise mit geringeren Signifikanzniveaus als bei Einzelregressionen gearbeitet. In dieser Arbeit wird das Mindestsignifikanzniveau für den ersten Schritt der Modellselektion auf 20 %, für den zweiten Schritt auf 15 % und für den dritten sowie alle weiteren Schritte auf 10 % festgelegt.

Basierend auf diesem Modell beginnt erneut eine Aufbauphase analog zum dritten Schritt. Ist eine der neu aufgenommenen Variablen bewertungsrelevant, so wird sie in den Regressionsansatz aufgenommen, und ein weiteres Ausschlußverfahren beginnt, usw. Kann man dagegen keine neue Variable mehr aufnehmen, wird das Verfahren abgebrochen.

Tabelle 5.6 zeigt die Ergebnisse des ersten Schrittes der Modellselektion. Es sind für jede Kennzahl die Fama/MacBeth-Teststatistik (FM-Statistik) entsprechend (5.4) sowie der zugehörige t -Wert und der p -Wert angegeben.⁵³ Signifikant bewertungsrelevant im Zeitraum Z0 zum Niveau von 10 % sind die Anlagendeckung (ANLDEC), die historischen Betas gegenüber CDAX und DAX (BCDAX bzw. BDAX), der (isoliert betrachtete) Cash flow 1-Dummy (CF1DU), die Eigenkapitalrentabilität 2 (E2R), die Umschlaghäufigkeit der Forderungen (UMSFOR) und die Umschlaghäufigkeit der Vorräte (UMSVOR). Bekannte „Value“-Kennzahlen wie das Buch-Marktwert-Verhältnis (EKME, EKMEK), das Gewinn-Kurs-Verhältnis (E1P, E2P) und das Cash flow-Kurs-Verhältnis (CF1P, CF2P) sind nicht bewertungsrelevant.⁵⁴ Das Vorzeichen der Faktorprämie zum Buch-Marktwert-Verhältnis ist zudem – entgegen dem typischen Ergebnis für andere Untersuchungszeiträume – negativ. Die Unternehmensgröße (MEKMLN) und ebenfalls andere größenbezogene Kennzahlen wie Bilanzsumme (BSLN) und Umsatz (UMSLN) leisten keinen signifikanten Beitrag zur Erklärung durchschnittlicher Renditen. Das Vorzeichen der Faktorprämie zur Unternehmensgröße ist zudem entgegen den Ergebnissen empirischer Untersuchungen für andere Zeiträume positiv. Des weiteren fällt auf, daß mit Ausnahme der Anlagendeckung keine der Variablen zum Verschuldungsgrad (BSMELN, DYNV1, DYNV2, FKEK, FKMEK, RSTPEQ) signifikant ist. Entgegen dem Befund von Brennan/Chordia/Subrahmanyam (1998) ist ebenfalls keine der drei Streubesitz-Variablen (STREU, STRDU1, STRDU2), die als Maßgrößen für Handelsliquidität angesehen werden können, signifikant.

Die Tabelle beinhaltet weitere interessante Ergebnisse: Es zeigt sich, daß – mit Ausnahme des Gewinn-Kurs-Verhältnisses – alle Kennzahlen auf der Basis des Jahresüberschusses JU2 jeweils niedrigere p -Werte als die entsprechenden Kennzahlen auf der

⁵³Die entsprechenden Statistiken für die Regressionskonstante und die zwei Branchen-Dummies sind aus Gründen der Übersichtlichkeit weggelassen. Für die Beurteilung der Bewertungsrelevanz einer Kennzahl in dem vorliegenden Modell sind sie nicht notwendig.

⁵⁴Der p -Wert zu EKMEK ist allerdings klein (0,111). Führt man die Fama/MacBeth-Regressionen mit logarithmierten Bruttorenditen durch, wird EKMEK bei negativer Faktorprämie signifikant.

Kennzahl	FM-Statistik	t-Wert	p-Wert
ANLDEC	-0,264	-1,863	0,066
BCDAX	-0,872	-1,997	0,049
BDAX	-0,863	-1,780	0,079
BSLN	0,079	0,833	0,407
BSMELN	-0,253	-1,269	0,208
CF1DU	-1,351	-2,011	0,047
CF2DU	-1,069	-1,654	0,102
CF1R	-0,396	-1,096	0,276
CF2R	-0,458	-1,267	0,209
CF1RWR	-0,128	-1,377	0,172
CF2RWR	-0,126	-1,057	0,293
CF1P	-0,603	-0,800	0,426
CF2P	-0,851	-1,148	0,254
CF1WR	-0,176	-1,654	0,102
CF2WR	-0,089	-0,787	0,434
DYNV1	0,000	0,029	0,977
DYNV2	0,001	0,570	0,570
E1DU	0,015	0,035	0,972
E2DU	-0,320	-0,724	0,471
E1R	2,799	1,557	0,123
E2R	3,319	1,893	0,062
E1RWR	0,110	0,670	0,505
E2RWR	0,212	1,223	0,225
E1P	0,251	0,064	0,949
E2P	0,197	0,052	0,959
E1WR	0,045	0,278	0,781
E2WR	0,112	0,746	0,458
EKME	-0,673	-1,362	0,177
EKMEK	-0,837	-1,611	0,111
FKEK	0,002	0,070	0,944
FKMEK	0,020	0,521	0,604
MATQ	-1,046	-1,590	0,115
MEKMLN	0,103	0,904	0,369
PERSQ	-0,036	-0,033	0,974
ROI	0,875	0,369	0,713
RSTPEQ	0,043	0,033	0,974
SECDAX	-0,031	-0,471	0,639
SEDAX	-0,039	-0,642	0,522
STREU	0,062	0,180	0,858
STRDU1	0,252	1,052	0,296
UMSAUQ	-0,480	-0,818	0,415
UMSFOR	0,029	1,697	0,093
UMSLN	0,070	0,716	0,476
UMSP	-0,045	-0,565	0,573
UMSSACH	-0,004	-0,258	0,797
UMSVOR	0,009	2,572	0,012
UVVKKU	0,050	0,614	0,541

Tabelle 5.6: Univariate Fama/MacBeth-Regressionen (Zeitraum Z0)

Basis des ordentlichen Jahresüberschusses JU1 aufweisen. Für die Eigenkapitalrentabilität 2 (E2R) beträgt der p -Wert z. B. 0,062, wohingegen der p -Wert für die Eigenkapitalrentabilität 1 (E1R) 0,123 beträgt. Dies legt eine größere Bewertungsrelevanz der Kennzahlen auf der Basis von Jahresüberschuß JU2 nahe. Theoretische Überlegungen sprechen für eine höhere Bewertungsrelevanz von Kennzahlen auf der Basis des ordentlichen (um das außerordentliche Ergebnis bereinigten) Jahresüberschusses JU1, da das außerordentliche Ergebnis tendenziell temporären Charakter besitzt.

Für die Kennzahlen auf der Basis des ordentlichen Cash flows 1 (CF1) und des Cash flows 2 (CF2) ist die Rangfolge nicht eindeutig. Teilweise ergibt sich eine größere Bewertungsrelevanz von CF1-Kennzahlen, teilweise von CF2-Kennzahlen.

Des weiteren zeigt Tabelle 5.6, daß das um Kapitalerhöhungen korrigierte Buch-Marktwert-Verhältnis (EKMEK) durchschnittliche Renditen besser erklärt als das unkorrigierte Buch-Marktwert-Verhältnis (EKME). Dieses Ergebnis entspricht theoretischen Überlegungen. Die durch Kapitalveränderungsmaßnahmen verursachten Änderungen von Buch- und Marktwert des Eigenkapitals sind öffentlich verfügbare Informationen, so daß diese Informationen auf einem (im mittelstrengen Sinne) informationseffizientem Kapitalmarkt sofort – und nicht erst mit Bekanntgabe des Jahresabschlusses – verarbeitet werden.

Auffällig sind zudem die signifikant negativen Faktorprämien hinsichtlich der historischen Betas (BCDAX und BDAX). Eine Aktie, die ein um 0,1 höheres Beta gegenüber dem DAX als eine andere Aktie aufweist, hat im Untersuchungszeitraum durchschnittlich 0,086 % p. M. weniger Rendite erzielt. Höheres Risiko (gemessen am historischen Beta) ist scheinbar mit geringeren durchschnittlichen Renditen verbunden. Dieses Ergebnis spricht gegen das Standard-CAPM mit zeitstationären Renditen bzw. Betas. Es ist jedoch vereinbar mit einem bedingten CAPM auf der Basis des Modells aus Kapitel 4.2.1, in dem historische Betas einen Erklärungsbeitrag zu den „wahren“ Betas leisten.⁵⁵

Das oben erläuterte Verfahren der Modellselektion führt zu einem statistischen Modell (FMa) mit sechs unternehmensspezifischen Variablen, zwei zugehörigen Dummies und den zwei Branchen-Dummies für Banken und Versicherungen. Tabelle 5.7 beschreibt dieses optimale Modell. Mit Ausnahme des Branchen-Dummies für Versicherungen (DUB9) und dem Dummy für Unternehmen mit negativen Jahresüberschüssen (E2DU), die aus sachlogischen Gründen im Regressionsansatz verbleiben, sind alle Variablen zum Signifikanzniveau von 10 % bewertungsrelevant. Im Vergleich mit Tabelle 5.6 ist auffällig, daß die Vorzeichen der Faktorprämien für Modell FMa mit Ausnahme von E2DU jeweils mit den Vorzeichen der Faktorprämien aus den univariaten Fama/MacBeth-Regressionen übereinstimmen. Auch die Höhe der Faktorprämien un-

⁵⁵Rosenberg (1974), S. 264, motiviert einen solchen Zusammenhang mit der Überlegung, daß historische Betas ein Maß für die Sensitivität der Rendite eines Wertpapiers gegenüber dem Faktor „Änderungen der Marktrisikoaversion“ sein könnten.

terscheidet sich nicht wesentlich. Beides spricht dafür, daß die Ergebnisse nicht stark durch Multikollinearität beeinflußt sind.⁵⁶

Kennzahl	FM-Statistik	t-Wert	p-Wert
$\bar{\gamma}_0$	1,711	2,464	0,016
DUB5	-1,485	-2,233	0,028
DUB9	-0,236	-0,356	0,723
ANLDEC	-0,382	-2,526	0,013
CF1R	-0,848	-2,092	0,039
EKMEK	-0,936	-1,669	0,099
E2R	3,274	1,882	0,063
FKMEK	0,073	2,681	0,009
UMSVOR	0,009	2,157	0,034
CF1DU	-1,690	-2,199	0,031
E2DU	0,251	0,480	0,632

Tabelle 5.7: Modell FMa (Zeitraum Z0)

Um den Einfluß des gewählten Verfahrens der Modellselektion zu überprüfen, wird zusätzlich ein vereinfachtes Selektionsverfahren durchgeführt: Der zweite und dritte Schritt des oben dargestellten Verfahrens werden weggelassen, so daß das Ausschlußverfahren schon an der Vereinigungsmenge der signifikanten Variablen aus den univariaten Analysen ansetzt. Auch in den nachfolgenden Ausschluß- und Aufbauphasen werden ausschließlich diese Variablen miteinbezogen.⁵⁷ Dieses Verfahren der Modellselektion führt zu Modell FMb, das in Tabelle 5.8 beschrieben ist.

Kennzahl	FM-Statistik	t-Wert	p-Wert
$\bar{\gamma}_0$	2,586	4,497	0,000
DUB5	-0,012	-0,028	0,978
DUB9	-0,268	-0,330	0,743
ANLDEC	-0,307	-2,092	0,039
BCDAX	-0,758	-1,753	0,083
EKMEK	-0,897	-1,765	0,081
CF1WR	-0,181	-1,710	0,091
CF1DU	-1,184	-1,632	0,106

Tabelle 5.8: Modell FMb (Zeitraum Z0)

Das Modell enthält – ohne Berücksichtigung der Dummies – nur vier Variablen. Im Unterschied zu FMa werden FKMEK und CF1R erst gar nicht in den zweiten Schritt der Modellselektion einbezogen, da sie im Rahmen der univariaten Analysen nicht signifikant sind. Des weiteren fallen E2R und UMSVOR aus dem Modell heraus. BCDAX und

⁵⁶Ein ähnliches Ergebnis findet sich bei Chan/Karceski/Lakonishok (1998), S. 178 f.

⁵⁷Diese Verfahrensweise läßt sich über die Argumentation von Chan/Karceski/Lakonishok (1998) motivieren, nach der solche Variablen mit Vorsicht zu behandeln sind, die nur in multivariaten Analysen, nicht aber in univariaten Analysen Erklärungskraft besitzen (vgl. Chan/Karceski/Lakonishok (1998), S. 161).

CF1WR kommen als neue Variablen hinzu. Trotz dieser (vermeintlich) großen Änderungen ändern sich die Vorzeichen und die Höhe der Faktorprämien der verbleibenden drei Variablen im Vergleich zu Modell FMa kaum. Dies spricht dafür, daß BCDAX, CF1WR und die Regressionskonstante zusammen ähnliche Einflüsse übernehmen wie CF1R, E2R, UMSVOR und FKMEK.

Tabelle 5.9 gibt die Ergebnisse für das Vergleichsmodell FFa an, das auf den Ergebnissen der Fama/French-Studien basiert. In dem Modell sind BCDAX, EKMEK und MEKMLN die erklärenden unternehmensspezifischen Größen. Es zeigt sich, daß im Zeitraum Z0 nur das historische Beta signifikant ist, allerdings bei negativer Faktorprämie. Es finden sich weder Anzeichen für einen Größen- noch für einen Value-Effekt.

Kennzahl	FM-Statistik	t-Wert	p-Wert
$\tilde{\gamma}_0$	0,937	0,860	0,392
DUB5	0,123	0,328	0,744
DUB9	-0,221	-0,373	0,710
BCDAX	-0,741	-1,736	0,086
EKMEK	-0,464	-0,909	0,366
MEKMLN	0,116	1,048	0,297

Tabelle 5.9: Modell FFa (Zeitraum Z0)

Für den Untersuchungszeitraum Z0 bleibt festzuhalten, daß sich auch bei Durchführung multivariater Analysen kein Hinweis auf einen Größeneffekt erkennen läßt. Von den klassischen Value-Kennzahlen leistet nur das Buch-Marktwert-Verhältnis (EKMEK) – in den optimalen Modellen – einen Beitrag zur Erklärung durchschnittlicher Renditen. Die Faktorprämie für EKMEK bleibt auch in den multivariaten Analysen negativ. Gleiches gilt für die Faktorprämien hinsichtlich der historischen Betas: Aktien mit hohen Betas weisen im Zeitraum Z0 unterdurchschnittliche Renditen auf. Des Weiteren ist festzustellen, daß neben EKMEK und Beta herkömmliche Kennzahlen aus der Bilanzanalyse signifikant bewertungsrelevant sind.

Für die Teilzeiträume Z1 und Z2 sind die Ergebnisse der Fama/MacBeth-Regressionen in den Tabellen B.1–B.4 im Anhang wiedergegeben. Die vereinfachte Modellselektion führt in Z1 zu einem Modell (Modell FM1), das neben den Branchen-Dummies das Beta BCDAX (negative Faktorprämie) und die Bilanzanalyse-Kennzahlen E2RWR (positive Faktorprämie) sowie UMSFOR (positive Faktorprämie) beinhaltet. Für das Vergleichsmodell FFa ist in diesem Zeitraum jeweils nur BCDAX (negative Faktorprämie) signifikant.

Das auffälligste Ergebnis im Zeitraum Z2 ist der umgekehrte Größeneffekt: Aktien

großer Unternehmen haben im Untersuchungszeitraum signifikant höhere durchschnittliche Renditen als Aktien kleiner Unternehmen erzielt. Im optimalen Modell aus der vereinfachten Modellselektion (Modell FM2) sind des weiteren die Bilanzanalyse-Kennzahlen UMSVOR, CF1WR und CF1DU signifikant. Im Vergleichsmodell ist ausschließlich MEKMLN signifikant.

Abschließend ist festzuhalten, daß in allen Untersuchungszeiträumen unternehmensspezifische fundamentale Größen zur Erklärung durchschnittlicher Renditen beitragen. Das historische Beta allein ist nicht ausreichend, um Unterschiede in den durchschnittlichen Renditen zu erklären. Die Aussagekraft der Ergebnisse ist jedoch begrenzt, solange die Bedeutung der Problematik wertpapierspezifischer fester Effekte im systematischen Risiko unklar ist.

5.3.3 Ergebnisse der Kovarianzanalysen

Die Modellselektion zur Bestimmung der optimalen Modelle im Rahmen der Kovarianzanalysen wird analog zu der vereinfachten Modellselektion bei den Fama/MacBeth-Regressionen durchgeführt. Für die drei Untersuchungszeiträume wird jeweils ein optimales Modell geschätzt (Kov, Kov1, Kov2). Die linke Seite der Tabelle 5.10 gibt einen Überblick über die auf diese Weise ermittelten optimalen Modelle. Die Spalte „Merkmal“ beinhaltet die fundamentalen Merkmale, die in die optimalen Modelle eingehen. Die Tests der Nullhypothesen H_0^A und $H_0^{B,l}$ erfolgen auf der Basis der optimalen Modelle. Die Spalte „ $\hat{\lambda}_l$ “ in Tabelle 5.10 gibt die geschätzten Faktorprämien für die bewertungsrelevanten Merkmale an. Zudem sind die p -Werte zu den Tests angegeben.

Es zeigt sich, daß die Nullhypothese H_0^A für die optimalen Modelle in allen Untersuchungszeiträumen abgelehnt wird. Die Ergebnisse sind hochsignifikant: die entsprechenden p -Werte (Zeile λ_{i0}) sind jeweils kleiner als 0,001. Die empirischen Befunde sprechen folglich dafür, daß unternehmensspezifische Effekte im systematischen Risiko existieren und daß der Erwartungswert λ_0 des Basisfaktors nicht null beträgt. Bei dieser Konstellation sind die Fama/MacBeth-Schätzfunktionen im Modell (KV) nicht erwartungstreu.

Die Tests der Hypothesen $H_0^{B,l}$ geben Aufschluß darüber, wie stark die Konsequenzen dieser Verzerrungen sind. Es ist auffällig, daß sich bei Kovarianzanalysen und Fama/MacBeth-Regressionen in den Zeiträumen Z0 und Z2 für mehrere Merkmale

Zeitraum	Merkmal	$\hat{\lambda}_1$	p-Wert
Z0 (Modell Kov)	λ_{i0}	–	< 0,001
	ANLDEC	0,718	0,012
	EKMEK	–2,666	< 0,001
	MEKMLN	–4,592	< 0,001
	UMSVOR	–0,019	0,004
	CF1DU	–3,254	< 0,001
	E2DU	0,838	0,055
Z1 (Modell Kov1)	λ_{i0}	–	< 0,001
	E1P	–16,744	0,064
	E2R	13,025	0,005
	EKMEK	–6,440	< 0,001
	MEKMLN	–10,876	< 0,001
	E1DU	–1,452	0,200
	E2DU	–2,075	0,082
Z2 (Modell Kov2)	λ_{i0}	–	< 0,001
	E1P	14,009	0,027
	EKMEK	–3,105	< 0,001
	MEKMLN	–5,803	< 0,001
	UMSVOR	–0,037	< 0,001
	CF1DU	–4,885	< 0,001
	E1DU	0,661	0,255

Tabelle 5.10: Ergebnisse der Kovarianzanalysen – Optimale Modelle

unterschiedliche Vorzeichen der Faktorprämien ergeben. Dies ist der Fall für die Merkmale ANLDEC (Z0), E2DU (Z0), MEKMLN (Z0, Z2) und UMSVOR (Z0, Z2). Für den Zeitraum Z1 ergeben sich keine Unterschiede in den Vorzeichen der nach Kovarianzanalysen und Fama/MacBeth-Regressionen geschätzten Faktorprämien. Für die Merkmale EKMEK, CF1DU, E1P und E1DU sind die Vorzeichen der Faktorprämien in allen Zeiträumen unabhängig vom gewählten statistischen Verfahren.

Die auffälligsten Ergebnisse der Kovarianzanalysen sind der hohe Erklärungsbeitrag der Unternehmensgröße sowie der geringe Erklärungsbeitrag des historischen Betas. Im Gegensatz zu den Ergebnissen der Fama/MacBeth-Regressionen sind die anhand der Kovarianzanalysen geschätzten Faktorprämien hinsichtlich der Unternehmensgröße für alle Zeiträume jeweils negativ.

Entsprechend der unterschiedlichen Einschätzung der Bewertungsrelevanz der fundamentalen Größen unterscheiden sich auch die optimalen Modelle nach Kovarianzanalysen und Fama/MacBeth-Regressionen. Zum Beispiel gehen in das optimale Modell aus der Kovarianzanalyse für Zeitraum Z0 im Vergleich zum Modell FMa aus den Fama/MacBeth-Regressionen die Größen CF1R, E2R und FKMEK nicht ein, wohingegen die Unternehmensgröße MEKMLN berücksichtigt wird.⁵⁸

⁵⁸Vgl. die Tabellen 5.7 und 5.10.

Die Ergebnisse der Kovarianzanalysen lassen vermuten, daß die Kritik an den Fama/MacBeth-Regressionen nicht nur aus theoretischer, sondern auch aus empirischer Sicht von Bedeutung ist. Zum einen liefern die Kovarianzanalysen Anhaltspunkte dafür, daß die Fama/MacBeth-Schätzfunktionen – zumindest bei Gültigkeit des Modells (KV) – nicht erwartungstreu sind, zum anderen werden über das Verfahren der Kovarianzanalyse andere Anlagestile als bewertungsrelevant identifiziert als über die Fama/MacBeth-Regressionen. Die Aussagekraft der Kovarianzanalysen ist jedoch aufgrund der starken Verteilungsannahmen begrenzt.

Es wird deutlich, daß die Ergebnisse der empirischen Untersuchungen dieses Kapitels keine eindeutige Antwort zu der Frage geben, welche Anlagestile im Rahmen der anlagestilorientierten Performancemessung berücksichtigt werden müssen. Auf der Basis der Untersuchungen für Zeitraum Z0 wären z.B. Benchmarkkombinationen entsprechend den Modellen FMa, FMb oder Kov denkbar. Orientiert man sich bei der Wahl der Benchmarks für die anlagestilorientierte Performancemessung dagegen an den internationalen Studien zur Bewertungsrelevanz fundamentaler Merkmale, so sind Value/Growth- und Größe-Anlagestile z.B. entsprechend Modell FFa zu berücksichtigen. Es stellt sich die Frage, wie sehr die Ergebnisse der anlagestilorientierten Performancemessung von der Benchmarkwahl abhängen.

Die Antwort zu dieser Frage wird im folgenden auf empirisch-induktivem Weg gegeben. Es wird eine Sensitivitätsanalyse durchgeführt, in der die Performance deutscher Investmentfonds sowohl an Anlagestil-Benchmarks auf der Basis der Ergebnisse der Fama/MacBeth-Regressionen als auch an Anlagestil-Benchmarks auf der Basis der Ergebnisse der Kovarianzanalysen gemessen wird. Als Vergleichsbasis für alle Analysen dient eine Performancemessung, die in Anlehnung an die Literatur eine Benchmarkkombination bestehend aus einem Value- und einem Größe-Stilindex verwendet.

Für die Durchführung dieser Sensitivitätsanalyse sind Stilindizes zu allen betrachteten fundamentalen Merkmalen erforderlich. Die Konstruktion dieser Stilindizes wird im folgenden Kapitel beschrieben.

5.4 Konstruktion von Stilindizes

5.4.1 Vorgehensweise

Die Stilindizes sollen als Proxies für die Stilportefeuilles bzw. die modifizierten Risikofaktoren aus Modell (M) dienen. Stilportefeuilles sind Portefeuilles ohne unsystematisches Risiko, die in jeder Periode gegenüber einem Risikofaktor eine Sensitivität von eins und gegenüber allen anderen Risikofaktoren eine Sensitivität von null besitzen.⁵⁹

Ein Stilindex wird deshalb im folgenden konstruiert aus risikoloser Anlage und einem sich selbst finanzierenden Portefeuille, das hohe Ausprägungen des Stilmerkmals besitzt. Die Sensitivität dieses Portefeuilles gegenüber allen anderen Risikofaktoren und das unsystematische Risiko des Portefeuilles liegen jeweils nahe bei null.

Das zu einem Stilportefeuille gehörende, sich selbst finanzierende Portefeuille (Indexportefeuille) besteht wie bei Fama/French (1993) und Chan/Karceski/Lakonishok (1998) aus einem Portefeuille, das Aktien mit hohen Ausprägungen des Stilmerkmals enthält (H-Portefeuille, „Hoch“), und einem (leer)verkauften Portefeuille, das sich aus Aktien mit niedrigen Ausprägungen des Stilmerkmals zusammensetzt (G-Portefeuille, „Gering“). Diese Konstruktion stellt sicher, daß die im Indexportefeuille enthaltenen Aktien im Durchschnitt eine hohe Ausprägung des Stilmerkmals aufweisen. Andere unternehmensspezifische Merkmale gehen nicht in die Konstruktionsvorschrift für den Stilindex ein. Die durchschnittlichen Merkmalsausprägungen der im Indexportefeuille enthaltenen Aktien hinsichtlich dieser Merkmale sollten folglich nahe bei null liegen, da sich die Merkmalsausprägungen der gekauften und der leerverkauften Aktien tendenziell ausgleichen. Da das Indexportefeuille gut diversifiziert ist, besitzt es zudem ein geringes unsystematisches Risiko. Insgesamt besitzt das Indexportefeuille damit Eigenschaften, die denen der Stilportefeuilles aus Modell (M) ähnlich sind. Die Überschußrendite eines auf diese Weise konstruierten Stilindexes ist folglich ein geeigneter Proxy für den entsprechenden merkmalsbezogenen Risikofaktor.

Die Konstruktion der Stilindizes erfordert eine Festlegung verschiedener „Konstruktionsmerkmale“. Es ist festzulegen, ob die merkmalsorientierte Portefeuillezusammensetzung auf der Basis einer eindimensionalen oder mehrdimensionalen Sortierung erfolgt, ob die Gewichtung marktwert- oder gleichgewichtet vorgenommen und wie oft die In-

⁵⁹Vgl. Kapitel 4.2.2.

dexzusammensetzung angepaßt wird. Da es für die Festlegung dieser Merkmale kaum theoretische Anhaltspunkte gibt, werden im folgenden unterschiedliche Versionen von Stilindizes konstruiert.

Das erste in dieser Arbeit verwendete Verfahren zur Bestimmung der Zusammensetzung eines Stilindex basiert auf einer eindimensionalen Sortierung.⁶⁰ Alle für Juli 1987 vorliegenden Beobachtungen werden nach dem Stilmerkmal sortiert.⁶¹ Die 25 Aktien mit den höchsten Merkmalsausprägungen gehen in das H-Portefeuille, die 25 Aktien mit den niedrigsten Merkmalsausprägungen in das entsprechende G-Portefeuille ein.

Die Merkmalsausprägungen der Aktien ändern sich im Zeitablauf. Um sicherzustellen, daß die H- und G-Portefeuilles auch im weiteren Verlauf zu jedem Zeitpunkt Aktien mit hohen bzw. niedrigen Merkmalsausprägungen enthalten, ist die Zusammensetzung der H- und G-Portefeuilles in regelmäßigen Abständen anzupassen. Das Indexportefeuille besitzt um so eher die Eigenschaften eines Stilportefeuilles, je höher die Anpassungshäufigkeit ist. Andererseits hat ein Investor, der das Indexportefeuille halten will, um so mehr Transaktionskosten zu tragen, je häufiger das Indexportefeuille umgeschichtet wird. Hohe Transaktionskosten auf einem unvollkommenen Kapitalmarkt können jedoch ein wirtschaftliches Halten der Indexportefeuilles unmöglich machen. Da die Interpretation der anlagestilorientierten Performancemaße zum Teil darauf beruht, daß die öffentlich informierten Investoren die Indexportefeuilles selbst erwerben können, spricht dieses Argument für eine seltenere Anpassung der Indexzusammensetzung. Im folgenden werden zwei Stilindexversionen mit unterschiedlicher Anpassungshäufigkeit konstruiert: In der Version C wird der beschriebene Sortiervorgang alle zwei Monate wiederholt und die Zusammensetzung der H- und G-Portefeuilles angepaßt, in der Version A nur alle acht Monate.⁶²

Die zu den Stilindexportefeuilles gehörenden H- und G-Portefeuilles sind entweder marktwertgewichtet (Version A) oder gleichgewichtet (Version C). Sind die Portefeuilles

⁶⁰Vgl. insbesondere Chan/Karceski/Lakonishok (1998), S. 164 ff.

⁶¹Bei einigen Variablen liegen für 07/1987 noch keine Beobachtungen vor. Die Sortierung erfolgt dann für die erste Periode, in der mindestens für 50 Unternehmen die Ausprägungen des Stilmerkmals vorliegen.

⁶²Im Zusammenhang mit der angestrebten Interpretation der Stilindexportefeuilles als realisierbare Anlagealternativen läßt sich kritisieren, daß die Portefeuilles negative Anteile in Aktien mit niedrigen Ausprägungen des Stilmerkmals aufweisen. Leerverkäufe sind am deutschen Kapitalmarkt für private Investoren nicht zulässig. Institutionellen Investoren ist es dagegen über die Wertpapierleihe möglich, Leerverkäufe zu realisieren, d. h., für institutionelle Investoren sind die Stilindexportefeuilles tatsächlich handelbar.

gleichgewichtet, beträgt der Anteil jeder in einem H- oder G-Portefeuille enthaltenen Aktie in jeder Periode $1/25$. Das Argument niedriger Transaktionskosten spricht wiederum für die Verwendung von Stilindizes der Version A. Ein Investor, der ein gleichgewichtetes Portefeuille kaufen bzw. leerverkaufen will, muß jede Periode in Reaktion auf vorhergehende Kursbewegungen Transaktionen vornehmen, um die Portefeuilleanteile wieder auf $1/25$ zu korrigieren. Um ein marktwertgewichtetes Indexportefeuille entsprechend Version A zu halten, muß ein Investor dagegen nur alle acht Monate Transaktionen in Reaktion auf die Anpassung der Indexzusammensetzung vornehmen. Das zweite verwendete Verfahren zur Bestimmung der Zusammensetzung eines Stilindexes basiert auf einer zweidimensionalen Sortierung.⁶³ Dieses Verfahren soll zwei möglichst unkorrelierte Stilindizes erzeugen. Jeden Monat werden die Beobachtungen nach zwei Merkmalen, A und B, sortiert und die Aktien in drei Gruppen hinsichtlich Merkmal A und drei Gruppen hinsichtlich Merkmal B unterteilt.⁶⁴ Die erste Gruppe, A1, hinsichtlich Merkmal A enthält die 30 % der Aktien mit den niedrigsten Ausprägungen von Merkmal A, die zweite Gruppe, A2, die 40 % der Aktien mit „mittleren“ Ausprägungen, die dritte Gruppe, A3, die 30 % der Aktien mit den höchsten Merkmalsausprägungen (d. h., die „Bruchpunkte“ für das G- und das H-Portefeuille belaufen sich jeweils auf 30 %).⁶⁵ Analog wird für Merkmal B verfahren. Aus den sich ergebenden sechs Gruppen werden neun Portefeuilles gebildet, die in der Regel eine unterschiedliche Anzahl an Aktien enthalten. Portefeuille A1/B1 enthält z. B. diejenigen Aktien, die zur Gruppe A1 und zur Gruppe B1 gehören; Portefeuille A1/B2 beinhaltet alle Aktien, die zu A1 und B2 gehören, usw. Alle neun Portefeuilles sind gleichgewichtet, so daß ihre Rendite jeweils dem arithmetischen Mittel der Renditen der im Portefeuille enthaltenen Aktien entspricht. Die Rendite des H-Portefeuilles zu Merkmal A ergibt sich dann als arithmetisches Mittel der Renditen der drei Portefeuilles, die Aktien mit hohen Ausprägungen von Merkmal A enthalten, d. h. als arithmetisches Mittel der Renditen von A3/B1, A3/B2 und A3/B3. Die Rendite des entsprechenden G-Portefeuilles ergibt sich als Mittelwert der Portefeuillerenditen von A1/B1, A1/B2 und A1/B3. Die Renditen der H- und G-Portefeuilles zu Merkmal B werden analog berechnet.

⁶³Vgl. Fama/French (1993), S. 8 ff.

⁶⁴Es ist zu betonen, daß die Merkmalsausprägungen den öffentlich informierten Investoren unabhängig vom gewählten Sortierverfahren zu Beginn der Periode bekannt sind. Vgl. die Definition der untersuchten Kennzahlen im Kapitel 5.3.1.

⁶⁵Aktien, für die die Ausprägung eines Stilmerkmals null beträgt und der zugehörige Dummy gleich eins gesetzt ist, werden in keiner der drei Gruppen berücksichtigt.

Version	Konstruktionsmerkmale
A	Eindimensionales Sortierverfahren; Anpassung der Indexzusammensetzung: alle 8 Monate; Gewichtung: marktwertgewichtet; Bruchpunkte: 25 absolut für G-Portefeuille, 25 absolut für H-Portefeuille.
C	Eindimensionales Sortierverfahren; Anpassung der Indexzusammensetzung: alle 2 Monate; Gewichtung: gleichgewichtet; Bruchpunkte: 25 absolut für G-Portefeuille, 25 absolut für H-Portefeuille.
K	Zweidimensionales Sortierverfahren; Merkmale: EKMEK, MEKMLN (entsprechend Modell FFa); Anpassung der Indexzusammensetzung: monatlich; Gewichtung: Gleichgewichtetes Indexportefeuille aus drei Teilportefeuilles mit i. d. R. unterschiedlicher Aktienanzahl; die Teilportefeuilles sind ebenfalls jeweils gleichgewichtet; Bruchpunkte: 30 % für G-Portefeuille, 30 % für H-Portefeuille.
L	Zweidimensionales Sortierverfahren; Merkmale: E1P, MEKMLN (Alternative zu Modell FFa); sonst wie K.

Tabelle 5.11: Konstruktion der Stilindizes

Das dargestellte Verfahren auf der Basis einer zweidimensionalen Sortierung wird im folgenden zur Konstruktion der H- und G-Portefeuilles für das Modell FFa⁶⁶ verwendet. Der Sortiervorgang wird für die Merkmale Buch-Marktwert-Verhältnis (EKMEK) und Unternehmensgröße (MEKMLN) durchgeführt (Version K). Zusätzlich wird die zweidimensionale Sortierung einmal auf die Merkmale Gewinn-Kurs-Verhältnis (E1P) und Unternehmensgröße angewendet (Version L). Das Gewinn-Kurs-Verhältnis, das in der Literatur neben dem Buch-Marktwert-Verhältnis als dominierendes Value-Kriterium gesehen wird, dient in diesem Zusammenhang als Alternative zum Buch-Marktwert-Verhältnis. Alle übrigen verwendeten H- und G-Portefeuilles basieren auf dem eindimensionalen Sortierverfahren. Es werden H- und G-Portefeuilles für alle Merkmale konstruiert, die in den empirischen Untersuchungen im Kapitel 5.3 in mindestens einem Untersuchungszeitraum als bewertungsrelevant identifiziert worden sind.⁶⁷

Als Ergebnis der beschriebenen Vorgehensweisen liegen H- und G-Portefeuilles in vier unterschiedlichen Versionen vor. Für alle Versionen ergeben sich die Stilindizes jeweils

⁶⁶Vgl. Tabelle 5.9.

⁶⁷Für die als bewertungsrelevant identifizierten Cash flow- und Jahresüberschuß-Dummies wird aus Gründen der Datenverfügbarkeit auf die Konstruktion der entsprechenden Stilindizes verzichtet.

aus risikoloser Anlage und einem sich selbst finanzierenden Portefeuille aus H- und G-Portefeuille. Die Überschußrenditen der Stilindizes berechnen sich folglich für alle Versionen jeweils als Differenz der Renditen der entsprechenden H- und G-Portefeuilles. Tabelle 5.11 gibt einen zusammenfassenden Überblick über die Konstruktionsmerkmale der vier Stilindexversionen.

Neben den bisher untersuchten fundamentalen Größen sind im Kapitel 5.3 Branchen-Dummies für Kreditinstitute und Versicherungen als bewertungsrelevant identifiziert worden. Dementsprechend ist auch für die Merkmale „Zugehörigkeit zur Branche Kreditinstitute“ und „Zugehörigkeit zur Branche Versicherungen“ jeweils ein Stilindex zu konstruieren. Diese Stilindizes sollen banken- und versicherungsspezifische Zufallseinflüsse abbilden. Zudem sollen sie für öffentlich informierte Investoren realisierbare Anlagealternativen darstellen.

Um sicherzustellen, daß die „Branchenstilindizes“ um Markteinflüsse bereinigt sind und daß ihre Zusammensetzung nur aufgrund öffentlich verfügbarer Informationen erfolgt, werden ihre Überschußrenditen für Periode t ($t = 1, \dots, T$) wie folgt ermittelt: In einem ersten Schritt werden die realisierten Überschußrenditen der CDAX-Branchenindizes für Kreditinstitute und Versicherungen im Zeitraum $t - 60$ bis $t - 1$ jeweils auf die Überschußrenditen des CDAX regressiert. Die Überschußrendite eines Branchenstilindex in Periode t ergibt sich dann als Differenz der Überschußrendite des entsprechenden CDAX-Branchenindex in t und dem Produkt aus CDAX-Überschußrendite und dem Beta aus der Regression. Das diesen Stilindexrenditen zugrundeliegende Indexportefeuille besteht jeweils aus risikoloser Anlage und einem sich selbst finanzierenden Portefeuille. Letzteres setzt sich jeweils aus dem entsprechenden gekauften CDAX-Branchenindex und einem leerverkauften Portefeuille aus CDAX und risikoloser Anlage zusammen. Die auf diese Weise konstruierten Branchenstilindizes werden mit DBANKEN und DVERSICH bezeichnet.

Abschließend ist ein Proxy für den Basisfaktor \tilde{F}_{0t} (BASIS) aus Modell (M) zu konstruieren. Dieser Risikofaktor beinhaltet diejenigen Zufallseinflüsse, die unabhängig von den fundamentalen Merkmalen der Unternehmen Auswirkungen auf die Renditen von Aktien haben. Er läßt sich als der Teil des Marktfaktors interpretieren, der nicht über fundamentale Merkmale auf die Renditen der Aktien wirkt. Die Sensitivität einer Aktie gegenüber diesem Faktor entspricht dem unternehmensspezifischen festen Effekt

im systematischen Risiko der Aktie.⁶⁸

Entsprechend dieser Interpretation wird der Basisfaktor durch den um die Einflüsse der Stilindizes bereinigten CDAX geschätzt. Die Überschußrenditen des CDAX werden auf die Überschußrenditen der betrachteten Stilindexkombination regressiert. Die sich nach der Kleinste-Quadrate-Methode ergebenden Residuen aus dieser Regression gehen sodann als Proxy für den Basisfaktor in die Stilanalysen bzw. die anlagestilorientierte Performancemessung ein.

Im Ergebnis liegen Proxies für alle im Kapitel 5.3 als bewertungsrelevant identifizierten Risikofaktoren vor. Das folgende Unterkapitel beinhaltet einige deskriptive Analysen dieser Proxies.

5.4.2 Deskriptive Analysen

Abbildung 5.2 gibt neben dem Kursverlauf des DAX beispielhaft die Kursverläufe des H- und des G-Portefeuilles für das Merkmal Unternehmensgröße sowie des zugehörigen Stilindex (DMEKMLNC) in der Version C wieder. Die Kurse sind zu Beginn des Untersuchungszeitraums Z0 (01.03.1989) jeweils auf 100 normiert. Der Ordinatenwert für das H- oder G-Portefeuille zu einem bestimmten Zeitpunkt läßt sich folglich als Marktwert des Portefeuilles eines Investors interpretieren, der zum 01.03.1989 100 Geldeinheiten in das H- bzw. G-Portefeuille angelegt hat. Der Stand des Stilindex DMEKMLNC entspricht dem Marktwert des Portefeuilles eines Investors, der zum 01.03.1989 das G-Portefeuille im Marktwert von 100 Geldeinheiten (leer)verkauft, für die ihm zufließenden 100 Geldeinheiten das H-Portefeuille gekauft und zudem 100 Geldeinheiten risikolos als Monatsgeld angelegt hat. Aus der Abbildung ist ersichtlich, daß bis Ende 1990 Aktien kleiner Unternehmen im Durchschnitt eine höhere Rendite als Aktien großer Unternehmen erzielt haben. Zwischen 06/1994 und 06/1996 haben dagegen große Unternehmen eine höhere Rendite erzielt.⁶⁹

Die unterschiedliche Kursentwicklung der Aktien großer und kleiner Unternehmen läßt sich noch deutlicher an dem Graphen zur Entwicklung der Überschußrenditen des Stil-

⁶⁸Vgl. Kapitel 4.2.1.

⁶⁹Es ist auffällig, daß die Verläufe von DAX und H-Portefeuille sehr ähnlich sind. Dies läßt sich dadurch erklären, daß sich die Zusammensetzung dieser beiden „Indizes“ fast gleicht. Das H-Portefeuille enthält die Aktien der 25 größten Unternehmen, der DAX die Aktien der 30 größten deutschen Unternehmen.

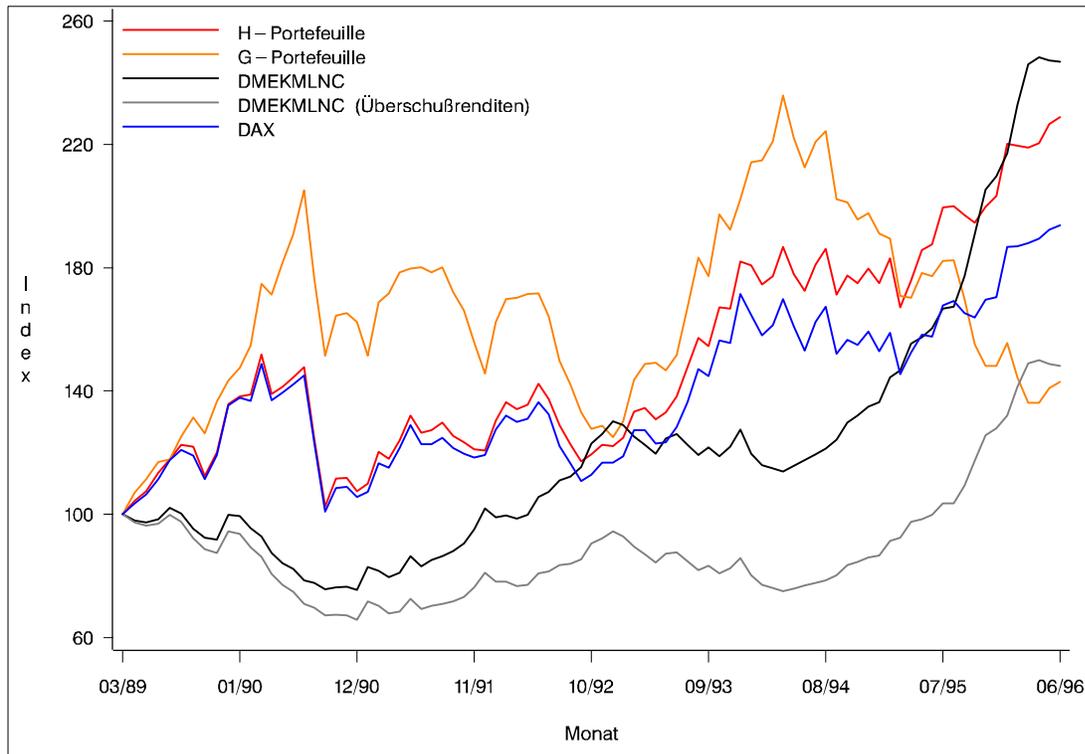


Abbildung 5.2: Kursentwicklung von Stilindex sowie H- und G-Portefeuilles zur Unternehmensgröße (Version C)

indexes DMEKMLNC erkennen. Der Ordinatenwert dieses Graphen im Zeitpunkt τ ergibt sich als $Y_{I\tau} = 100 \prod_{t=1}^{\tau} (1 + r_{It})$, wobei r_{It} hier die Überschußrendite des Stilindex DMEKMLNC im Monat t bezeichnet. Zum 01.03.1989 ist auch dieser Graph auf 100 normiert. Eine positive (negative) Steigung des Graphen zeigt somit einen Monat mit positiver (negativer) Überschußrendite des Stilindex an, d. h. einen Monat, in dem Aktien großer Unternehmen im Durchschnitt höhere (niedrigere) Renditen als Aktien kleiner Unternehmen erzielt haben. Der Verlauf des Graphen verdeutlicht, daß im Untersuchungszeitraum Z1 tendenziell ein „typischer“ negativer Größeneffekt vorliegt, während im Zeitraum Z2 Aktien großer Unternehmen im Durchschnitt höhere Renditen als die kleiner Unternehmen erzielt haben.

Tabelle 5.12 beinhaltet deskriptive Statistiken zu den Überschußrenditen von Stilindex. Die hier und im folgenden verwendeten Bezeichnungen der Stilindizes haben die Form *D.Stilmerkmal.Version*. D („Differenz“) gibt an, daß es sich um einen Stilindex handelt, der mittlere Teil bezeichnet das Stilmerkmal, auf das sich der Index bezieht, und der letzte Buchstabe die Stilindexversion. Aus der Tabelle ist ersichtlich, daß

Index	Mit.	Std.	Sch.	Kur.	Med.	P5	P95	Prob _N
DANLDECC	-0,19	2,28	0,03	0,01	0,27	-3,54	2,92	0,26
DBCDAXC	-0,62	2,75	-0,49	0,09	-0,42	-5,19	3,15	0,23
DCF1RC	0,04	2,03	0,06	-0,17	-0,14	-3,48	3,53	0,74
DCF1WRC	0,23	2,16	0,18	-0,08	0,05	-3,42	3,99	0,48
DE1PC	-0,03	2,51	-0,87	2,69	0,22	-3,68	3,78	0,00
DE2RC	0,45	2,16	0,15	-0,25	0,19	-2,42	3,88	0,52
DE2RWRC	0,25	2,22	-0,27	-0,23	0,40	-3,45	3,52	0,58
DEKMEKC	-0,40	3,24	0,20	0,34	-0,43	-6,13	4,90	0,92
DFKMEKC	-0,22	2,98	0,08	0,55	-0,68	-4,04	5,56	0,59
DMEKMLNC	0,47	3,55	0,25	-0,49	0,70	-4,60	6,91	0,11
DUMSFORC	-0,07	2,53	-0,02	0,56	0,05	-3,83	3,48	1,00
DUMSVORC	0,17	1,99	0,01	0,29	0,03	-3,22	3,54	0,89
DEKMEKK	-0,17	3,01	0,06	0,70	-0,22	-5,63	5,37	0,78
DMEKMLNK	0,25	3,54	-0,08	0,19	0,59	-5,69	6,59	0,37
DE1PL	0,08	2,70	-0,51	2,70	0,23	-4,04	3,38	0,15
DMEKMLNL	0,48	3,59	0,30	-0,37	0,42	-5,01	7,47	0,09
DBANKEN	-0,09	2,53	-0,15	1,02	-0,44	-4,44	3,88	0,96
DVERSICH	-0,01	3,56	0,10	-0,08	0,29	-5,35	5,81	0,64

Tabelle 5.12: Überschubrenditen von Stilindizes (Zeitraum Z0)

die durchschnittlichen Überschubrenditen (Spalte Mit.) für die Stilindizes zu den von Fama/French (1993) vorgeschlagenen Größen – zum historischen Beta (DBCDAXC), zur Unternehmensgröße (DMEKMLNC) und zum Buch-Marktwert-Verhältnis (DEKMEKC) – betragsmäßig sehr hoch sind. Aktien mit einem hohen historischen Beta weisen z. B. im Durchschnitt eine Monatsrendite auf, die um 0,62 % p. M. kleiner ist als die von Aktien mit niedrigem historischen Beta. Im Vergleich mit den klassischen Indizes DAX und CDAX ist die Stichproben-Standardabweichung der Stilindexrenditen geringer und ihre Schiefe sowie Kurtosis weniger ausgeprägt. Die Nullhypothese normalverteilter Überschubrenditen wird nach dem Shapiro/Wilk-Test nur für zwei der achtzehn in der Tabelle angegebenen Stilindizes zum Niveau von 10 % abgelehnt.

Tabelle 5.13 gibt die Korrelationen zwischen den Überschubrenditen der Stilindizes und den Überschubrenditen des CDAX für die verschiedenen Stilindexversionen an. Es zeigt sich, daß die Korrelationen im allgemeinen nahe bei null liegen. Dies gilt auch für die Korrelationen der Überschubrenditen der branchenspezifischen Stilindizes mit dem CDAX, die sich auf -0,26 und -0,23 belaufen. Die Ergebnisse sprechen dafür, daß es über die Konstruktion der Stilindizes auf der Basis sich selbst finanzierender Portefeuilles gelingt, die Zufallseinflüsse, die über fundamentale Merkmale auf die Aktienrenditen wirken, von den marktbezogenen Zufallseinflüssen zu trennen. Im Idealfall stehen hinter den Stilindizes die modifizierten Risikofaktoren aus Modell (M). Die hohen Korrelationen zwischen den Überschubrenditen der Stilindizes zum historischen

Stilindex zu Merkmal	Version			
	A	C	K	L
ANLDEC	-0,03	-0,17		
BCDAX	0,54	0,59		
CF1DU	0,07	0,08		
CF1R	0,11	0,01		
CF1WR	0,16	-0,03		
E1P	-0,17	0,08		0,04
E2R	-0,24	-0,18		
E2RWR	0,02	0,07		
EKMEK	-0,09	0,15	0,10	
FKMEK	0,18	0,30		
MEKMLN	0,14	0,07	0,12	0,12
UMSFOR	-0,20	-0,13		
UMSVOR	0,06	-0,04		

Tabelle 5.13: Korrelationen zwischen Stilindizes und CDAX (Zeitraum Z0)

Beta (BCDAX) und der Überschußrendite des CDAX liegen darin begründet, daß diese Stilindizes genau wie der CDAX Zufallseinflüsse abbilden, die über das Merkmal „Beta“ auf die Aktienrendite wirken, d. h., diese Stilindizes bilden ähnlich wie der CDAX den Marktfaktor ab.

Auch die Überschußrenditen der Stilindizes zu verschiedenen fundamentalen Merkmalen erscheinen nicht so hoch korreliert, daß in den multivariaten Regressionen der anlagestilorientierten Performancemessung Multikollinearitätsprobleme auftreten. Der Großteil der Korrelationskoeffizienten liegt zwischen $-0,4$ und $+0,4$. Betragsmäßig höhere Werte finden sich ausschließlich bei Stilindizes, die sich auf verwandte fundamentale Merkmale beziehen, wie z. B. bei den „Value“-Merkmalen Buch-Marktwert-Verhältnis (EKMEK) und Gewinn-Kurs-Verhältnis (E1P) oder bei dem Buch-Marktwert-Verhältnis und dem Verschuldungsgrad (FKMEK).⁷⁰

Im Hinblick auf die Sensitivitätsanalysen zur anlagestilorientierten Performancemessung im sechsten Kapitel sind die Unterschiede der verschiedenen Stilindexversionen von Bedeutung. Diese Unterschiede werden in Tabelle 5.14 untersucht. Für das Merkmal Unternehmensgröße sind zudem in der Abbildung 5.3 beispielhaft die Entwicklungen der Überschußrenditen für alle vier Stilindexversionen angegeben. Diese vier Stilindizes sind hoch positiv korreliert: bei dem Merkmal Unternehmensgröße scheint die Vorgehensweise bei der Konstruktion keinen großen Einfluß auf die stochastischen Ei-

⁷⁰Der Korrelationskoeffizient zwischen den Überschußrenditen der Stilindizes DEKMEKC und DE1PC im Zeitraum Z0 beträgt 0,58 und der der Überschußrenditen von DEKMEKC und DFKMEKC 0,80. Die gesamte Korrelationsmatrix für Stilindizes der Version C (Zeitraum Z0) findet sich im Anhang in Tabelle C.3.

Stilindex zu Merkmal	Mittelwert		Standardabw.		Korr.
	A	C	A	C	
ANLDEC	-0,05	-0,19	2,64	2,28	0,61
BCDAX	-0,48	-0,62	2,70	2,75	0,66
CF1R	-0,08	0,04	2,64	2,03	0,61
CF1WR	0,17	0,23	2,67	2,16	0,54
E1P	0,12	-0,03	3,27	2,51	0,72
E2R	0,10	0,45	2,85	2,16	0,55
E2RWR	0,04	0,25	2,48	2,22	0,64
EKMEK	0,03	-0,40	3,40	3,24	0,73
FKMEK	-0,16	-0,22	3,11	2,98	0,76
MEKMLN	0,46	0,47	3,79	3,55	0,95
UMSFOR	-0,15	-0,07	3,03	2,53	0,78
UMSVOR	0,24	0,17	2,54	1,99	0,61

Tabelle 5.14: Stilindexrenditen – Vergleich von Version A und C (Zeitraum Z0)

enschaften der Stilindizes zu besitzen. Aus der Tabelle ist jedoch zu entnehmen, daß dies für die Stilindizes zu den anderen Merkmalen im allgemeinen nicht gilt. Zwei von zwölf Korrelationskoeffizienten sind kleiner als 0,6, und die Mittelwerte der Überschußrenditen der Stilindizes unterscheiden sich für die beiden Versionen teilweise erheblich. Für das Buch-Marktwert-Verhältnis beträgt die Korrelation zwischen A- und

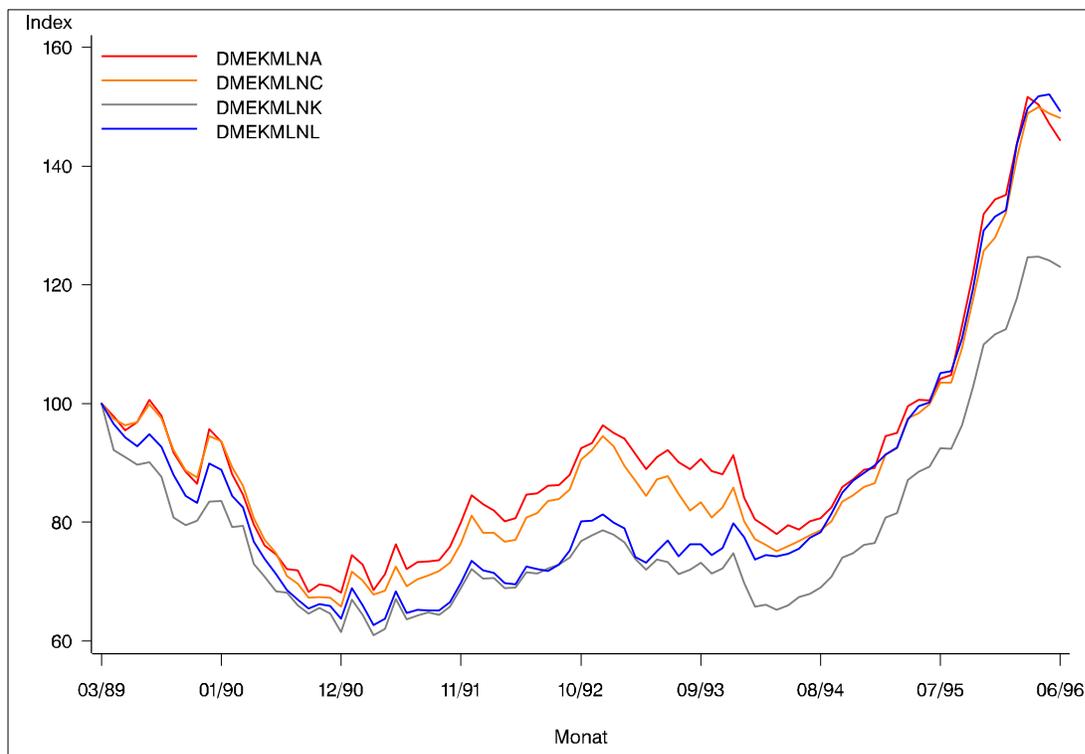


Abbildung 5.3: Stilindizes zur Unternehmensgröße (Überschußrenditen)

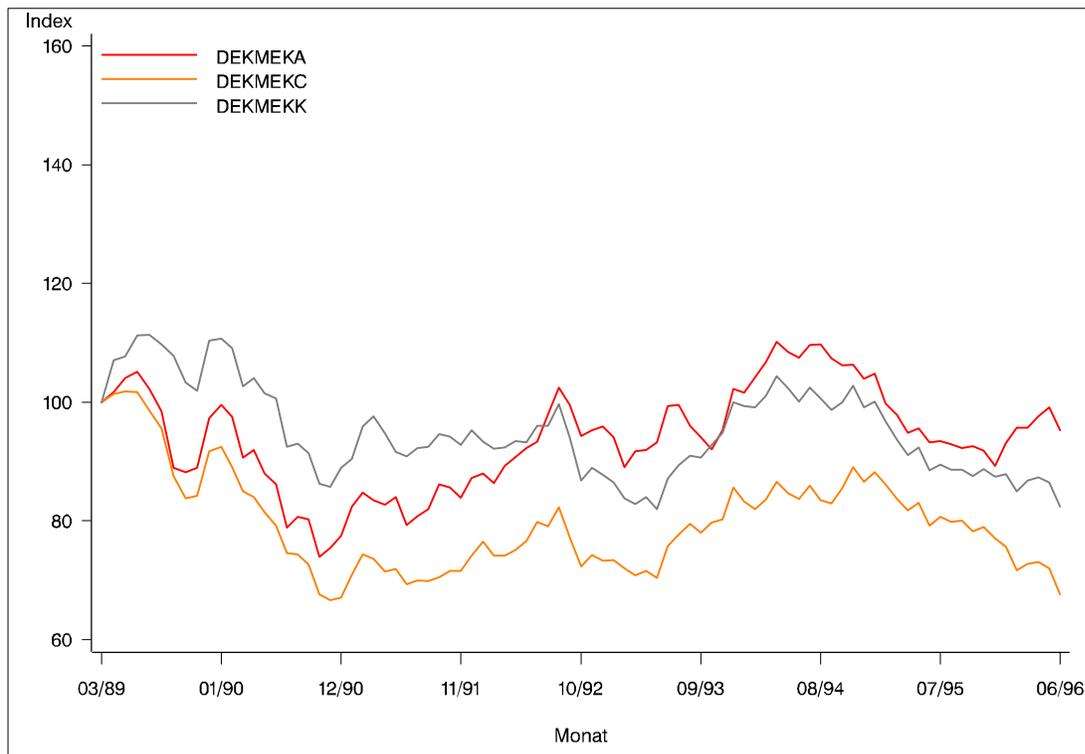


Abbildung 5.4: Stilindizes zum Buch-Marktwert-Verhältnis (Überschußrenditen)

C-Stilindex z. B. 0,73, und der Unterschied in den durchschnittlichen Überschußrenditen der Stilindizes beläuft sich auf 0,43 % p. M. Abbildung 5.4 verdeutlicht die Unterschiede zwischen den drei zum Buch-Marktwert-Verhältnis konstruierten Stilindizes.

Mit diesem Kapitel sind die theoretischen und empirischen „Vorleistungen“ für Stilanalysen und anlagestilorientierte Performancemessung abgeschlossen. Darauf aufbauend werden im folgenden Kapitel Anlagestile und Performance deutscher Investmentfonds untersucht.

Kapitel 6

Anlagestile und Performance deutscher Investmentfonds

Das folgende Kapitel enthält die empirischen Untersuchungen zu Anlagestilen und Performance deutscher Investmentfonds. Kapitel 6.1 beschreibt kurz die Datenbasis, erläutert die Berechnung der Fondsrenditen und führt einige deskriptive Analysen durch. Im Kapitel 6.2 wird anhand von Stilanalysen untersucht, inwiefern deutsche Fonds bewertungsrelevante Anlagestile verfolgen, die vom „Markt“ abweichen. Es werden alle Anlagestile untersucht, die im fünften Kapitel in mindestens einer Analyse als bewertungsrelevant identifiziert worden sind. Es zeigt sich, daß deutsche Investmentfonds teilweise vom Markt abweichende Anlagestile verfolgen. Sind diese Anlagestile bewertungsrelevant, führt die anlagestilorientierte Performancemessung zu anderen Ergebnissen als die klassische Performancemessung.

Im Kapitel 6.3 werden zunächst die klassischen Performancemaße für die deutschen Investmentfonds ermittelt. Daran anschließend wird die Performancemessung unter Berücksichtigung des Anlagestils durchgeführt. Im Rahmen von Sensitivitätsanalysen werden Stil-Alphas und Stil-Appraisal-Ratios auf der Basis alternativer Bewertungsmodelle berechnet. Zudem wird der Einfluß der Konstruktionsweise der Stilindizes auf die Ergebnisse der anlagestilorientierten Performancemessung untersucht. Vergleichsbasis für die Sensitivitätsanalysen ist ein in Anlehnung an Fama/French (1992, 1993) gebildetes Bewertungsmodell, in dem das Buch-Marktwert-Verhältnis und die Unternehmensgröße bewertungsrelevant sind.

6.1 Grundlagen

6.1.1 Datenbasis

Die den Untersuchungen zugrundeliegende Stichprobe von Investmentfonds basiert auf einem Datensatz, der vom BVI Bundesverband Deutscher Investment-Gesellschaften e.V. (BVI) zur Verfügung gestellt worden ist. Dieser Datensatz enthält die monatlichen Anteilwerte und Gesamtausschüttungen aller offenen Investmentfonds deutscher Kapitalanlagegesellschaften, die dem BVI angeschlossen sind. Zusätzlich benötigte Informationen zu Körperschaftsteuer- und Kapitalertragsteuerguthaben der Fonds sind den jährlich erscheinenden Steuer-Informationen des BVI entnommen.

Für die vorliegende Arbeit sind aus dem Datensatz diejenigen Investmentfonds ausgewählt worden, die überwiegend in das Marktsegment „Deutsche Aktien“ investieren. Es gehen zunächst alle Fonds in die Stichprobe ein, die vor dem 28.02.1991 aufgelegt worden sind. Ein Fonds, der diese Anforderung erfüllt, weist für die Schätzung der Sensitivitäten im Rahmen der Stilanalysen für den Untersuchungszeitraum Z2 (11/1992–06/1996) zumindest eine Vorlaufzeit von 20 Monaten auf. Da die Fonds auch dann in die Stichprobe aufgenommen werden, wenn sie während des Untersuchungszeitraumes wieder geschlossen worden sind,¹ ist die Stichprobe frei von Survivorship-Bias.²

Es ist zu beachten, daß zahlreiche Fonds, die nach ihren Anlagegrundsätzen vorrangig in deutsche Aktien anlegen, Teile des Fondsvermögens in Anleihen und internationale Wertpapiere investieren. Wird die Performance dieser Fonds – wie in diesem Kapitel – im Vergleich zu Benchmarkportefeuilles bewertet, die sich ausschließlich aus deutschen Aktien und kurzfristiger Geldanlage zusammensetzen, so ist es möglich, daß ein positiver Performancewert allein durch die Diversifikationseffekte einer Anlage außerhalb des betrachteten Marktsegmentes und nicht durch Informationsfähigkeiten begründet ist. Ist der verwendete Benchmark hinsichtlich der deutschen Aktien, der Anleihen und der ausländischen Wertpapiere risikoineffizient, so ist ein positives (ex ante) Stil-Alpha nicht hinreichend für das Vorliegen von Selektionsfähigkeit des Fondsmanagers.³ Um diese Fehlbeurteilungen zu vermeiden und andererseits eine ausreichende Stichproben-

¹Wie z. B. der DWS Fonds Bayern-Spezial. Vgl. Tabelle A.7.

²Zu den potentiellen Auswirkungen von Survivorship-Bias vgl. z. B. das anschauliche Beispiel in Haugen (1999), S. 63 ff.

³Vgl. die theoretischen Ausführungen im Kapitel 4.4.

größe zu erreichen, werden nur Investmentfonds in die Stichprobe aufgenommen, deren durchschnittlicher Aktienanteil mehr als 65 % beträgt und die durchschnittlich weniger als 20 % des Fondsvermögens in ausländische Aktien anlegen.⁴

Tabelle A.7 im Anhang gibt die 50 Investmentfonds an, die die genannten Selektionskriterien erfüllen. Diese Fonds gehen in die Untersuchungen für den Zeitraum Z2 ein. 24 der 50 Fonds sind vor dem 30.06.1987 aufgelegt worden, so daß sie auch eine ausreichende Vorlaufzeit für Stilanalysen im Untersuchungszeitraum Z0 (03/1989–06/1996) bzw. Z1 (03/1989–10/1992) besitzen. Die Untersuchungen für die Zeiträume Z0 und Z1 betrachten ausschließlich diese 24 Fonds.

6.1.2 Berechnung der Fondsrenditen

Im folgenden wird die realisierte Rendite einer Anlage in den Fonds P für Periode t berechnet als

$$R_{Pt} = \frac{[(AW_{Pt-x} + D_{Pt-x} + K_{Pt-x}) / AW_{Pt-x}] AW_{Pt}}{AW_{Pt-1}} - 1. \quad (6.1)$$

Diese Berechnung der Renditen unterstellt – wie in empirischen Studien zur Performancemessung üblich –, daß die Ausschüttungen direkt zum Ausschüttungstermin wieder in den Fonds angelegt werden, ohne daß Transaktionskosten anfallen, und daß der Grenz-Einkommensteuersatz der Investoren null beträgt.⁵

Analog zu der Berechnung der Indizes bleiben die direkten Transaktionskosten – für die Fonds sind dies die Ausgabeaufschläge – zuerst unberücksichtigt. Ein auf der Basis von Renditen vor direkten Transaktionskosten ermittelter Performancewert spiegelt im Vergleich zur vollständigen Berücksichtigung aller Kosten besser die Informationsfähigkeiten des Fondsmanagers wider. Im zweiten Schritt kann überprüft werden, ob der (eventuelle) Vorteil aus den Informationsfähigkeiten den Nachteil aus dem Ausgabeaufschlag überwiegt.

⁴Alle Durchschnittswerte werden als arithmetisches Mittel der letzten drei stichtagsbezogenen Werte aus Hoppenstedt (1996) ermittelt. Diese Werte finden sich auch in Tabelle A.8 im Anhang.

⁵Vgl. auch die Ausführungen im Kapitel 2.2.2, insbesondere Abbildung 2.3.

Es ist zu berücksichtigen, daß die Annahmen zur Behandlung der direkten Transaktionskosten und der Steuern die Ergebnisse der Performancemessung verzerren:

- Die Vernachlässigung der direkten Transaktionskosten bevorzugt Fonds im Vergleich zum Benchmarkportefeuille, da der Ausgabeaufschlag der Investmentfonds im Untersuchungszeitraum im Durchschnitt ca. 4 % betragen hat, während die Provisionsätze für Wertpapierkauf- und -verkaufaufträge im Untersuchungszeitraum zwischen 0,2 und 1,0 % lagen.
- Bei der Berechnung der Indizes der Deutschen Börse werden Körperschaftsteuerguthaben nicht berücksichtigt. Dieses Vorgehen unterstellt implizit, daß der Grenz-Einkommensteuersatz der Investoren dem Ausschüttungsbelastungssatz der Körperschaftsteuer entspricht. Dieser betrug im Untersuchungszeitraum 36 bzw. 30 %. Die Berücksichtigung der Körperschaftsteuerguthaben bei der Berechnung der Fondsrenditen impliziert dagegen einen Grenz-Einkommensteuersatz von null. Folglich sind die Ergebnisse der Performancemessung zu Gunsten der Investmentfonds verzerrt. Das Ausmaß dieser Verzerrung ist allerdings gering: Unterstellt man für den Untersuchungszeitraum eine durchschnittliche Dividendenrendite von 1,2 % p. a., müßten die durchschnittlichen Indexrenditen um ca. 0,05 % p. M. nach oben korrigiert werden.

6.1.3 Deskriptive Analysen

Tabelle 6.1 beinhaltet deskriptive Statistiken zu den Renditen der Investmentfonds für Zeitraum Z0. Der „Fonds24“ ist ein gleichgewichtetes Portefeuille aus den 24 vorliegenden Investmentfonds, der sich als „Dachfonds“ bzw. „Investmentfondsanteil-Sondervermögen“ interpretieren läßt.⁶ Zum Vergleich sind zudem die entsprechenden Statistiken für DAX und CDAX aufgeführt. Es zeigt sich, daß die Fonds im Durchschnitt einen geringeren Mittelwert, eine geringere Standardabweichung und eine geringere Kurtosis der Rendite aufweisen als die Indizes. Die Renditen des Fondsportefeuilles und der Indizes sind ähnlich linksschief, wobei der Unterschied zwischen arithmetischem Mittel und

⁶Diese Art von Fonds ist seit dem dritten Finanzmarktförderungsgesetz auf dem deutschen Kapitalmarkt zulässig. Vgl. §§ 25k–m KAGG. Orientieren sich die Aussagen zu durchschnittlichen Eigenschaften der Fonds – anstatt am Mittelwert der Merkmalsausprägungen einzelner Fonds – an einem solchen Fondsportefeuille, läßt sich die Problematik multipler Tests (vgl. z. B. Fahrmeir/Künstler/Pigeot/Tutz (1997), S. 416 f.) umgehen.

Median der Fondsrenditen im Durchschnitt ausgeprägter als der bei den Indizes ist. Die Nullhypothese der Normalverteilung der Renditen wird mit dem Shapiro/Wilk-Test für dreizehn der 24 Fonds zum Niveau von 10 % abgelehnt.

Fonds/Index	Mit.	Std.	Sch.	Kur.	Med.	P5	P95	Prob _N
Adifonds	0,83	4,63	-0,79	1,43	1,06	-6,73	8,01	0,03
Alte Leipz. A	0,95	4,16	-0,47	0,65	1,17	-6,12	7,76	0,38
Bethm. Taunus	0,61	4,11	-0,72	0,96	1,00	-6,13	6,38	0,06
Concentra	0,95	5,00	-0,66	1,38	1,36	-7,74	8,53	0,23
DIT-Fonds Vermög.	0,98	4,27	-0,60	1,08	1,01	-6,01	7,59	0,20
DIT-Spezial	0,49	4,45	-0,53	0,58	0,41	-7,68	7,09	0,27
DIT-Wachstums	0,81	5,16	-0,75	1,17	1,18	-8,72	8,36	0,07
DWS Bayern	0,74	4,09	-1,18	2,90	0,75	-6,43	5,98	0,00
DekaFonds	0,83	4,92	-0,66	1,33	1,35	-6,93	8,92	0,19
FT Ff.-Effekt	0,81	3,84	-0,90	2,16	1,17	-5,57	6,52	0,03
Fondak	0,71	4,49	-0,82	2,00	0,95	-6,65	7,44	0,04
Hauck-Main I	0,90	4,87	-0,79	1,82	1,28	-7,12	8,43	0,09
Investa	1,03	4,74	-0,60	1,13	1,43	-6,82	8,22	0,22
MK Alfakapital	0,65	4,27	-0,71	1,17	0,88	-6,63	6,78	0,16
MMWI-Progress	0,87	5,01	-0,78	1,96	1,15	-6,96	8,77	0,07
OP Privat	0,79	4,43	-0,76	1,58	1,42	-7,60	7,41	0,03
Plusfonds	0,85	4,39	-0,78	1,57	0,81	-6,07	7,01	0,05
Privatfonds	0,66	4,07	-0,29	-0,11	0,76	-7,39	7,11	0,20
Provesta	0,99	4,22	-0,75	1,37	1,75	-5,63	7,36	0,08
Ring-Akt. DWS	0,88	4,25	-1,07	2,72	1,39	-6,64	6,73	0,00
SMH-Special-I	0,80	4,34	-0,54	0,71	0,89	-6,49	7,21	0,33
Thesaurus	0,80	4,91	-0,68	1,46	1,52	-7,35	8,15	0,13
UniFonds	0,82	4,56	-0,84	2,31	1,22	-6,68	8,15	0,02
Univ.-Effekt	0,17	3,02	-0,48	0,00	0,34	-5,41	4,37	0,26
Mittelwert	0,79	4,43	-0,71	1,39	1,09	-6,73	7,43	0,13
Standardabweichung	0,18	0,46	0,19	0,74	0,34	0,78	1,02	0,11
Fonds24	0,79	4,26	-0,82	1,47	1,40	-6,33	7,42	0,02
DAX	0,92	5,21	-0,75	1,88	1,22	-7,89	8,59	0,16
CDAX	0,80	4,72	-0,82	1,90	1,35	-7,40	7,84	0,05

Tabelle 6.1: Fonds- und Indexrenditen (Zeitraum Z0)

Im Vergleich der Fonds untereinander zeigen sich große Differenzen in den Statistiken. Die durchschnittliche Monatsrendite liegt z. B. zwischen 0,17 und 1,03 %, die Standardabweichung der Monatsrenditen zwischen 3,02 und 5,16 %. Die fünf Fonds mit den höchsten durchschnittlichen Renditen sind der Investa, Provesta, DIT-Fonds für Vermögensbildung, Concentra und der Alte Leipziger Trust Fonds A. Die Fonds mit den niedrigsten durchschnittlichen Renditen sind der Universal-Effect-Fonds, DIT-Spezial, Bethmann-Universal-Fonds-Taunus und der Privatfonds.

Abbildung 6.1 gibt die normierten Kursverläufe von DAX und CDAX im Vergleich zu dem gleichgewichteten Portefeuille der 24 für Z0 vorliegenden Investmentfonds an. Es ist auffällig, daß der Kursverlauf des Fondsportefeuilles nahezu dem Verlauf des CDAX entspricht. Berücksichtigt man die im vorigen Kapitel beschriebene systematische Unterschätzung der Indexrenditen im Vergleich zu den Fondsrenditen, gewinnt

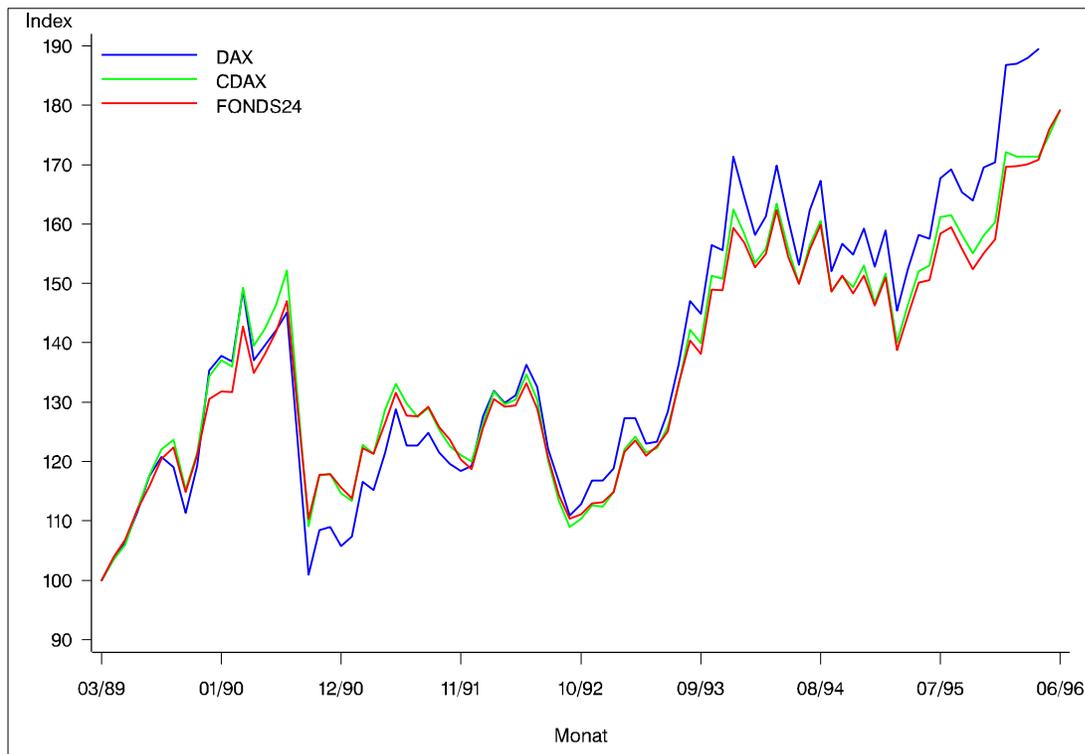


Abbildung 6.1: Indizes versus Fondsportefeuille (Zeitraum Z0)

man den Eindruck, daß Investmentfonds im Durchschnitt nur die „Marktrendite minus X “ abwerfen.⁷ Dies schließt allerdings nicht aus, daß einzelne Fondsmanager Informationsfähigkeiten besitzen.

Für die Teilzeiträume Z1 und Z2 ergeben sich ähnliche Aussagen. Die Tabellen A.9 und A.10 im Anhang beinhalten die entsprechenden deskriptiven Statistiken. „Fonds26“ bezeichnet ein gleichgewichtetes Portefeuille aus den 26 Investmentfonds, die ausschließlich für Zeitraum Z2 vorliegen, „Fonds50“ ein gleichgewichtetes Portefeuille aus allen 50 Investmentfonds.⁸ Hervorzuheben ist, daß im Zeitraum Z2 nur für einen der 50 untersuchten Fonds die Nullhypothese der Normalverteilung der Fondsrenditen zum Niveau von 10 % abgelehnt wird.

⁷Mit $X > 0$!

⁸Entsprechend den unterschiedlichen Auflegungsdaten ändert sich die Anzahl der im Fondsportefeuille Fonds50 enthaltenen Investmentfonds im Zeitablauf. In 03/1989 beinhaltet das Fondsportefeuille z. B. nur 24 Fonds, in 11/1992 dagegen 50 Fonds.

6.2 Anlagestile deutscher Investmentfonds

6.2.1 Value, Growth und Unternehmensgröße

Die Ausführungen im Kapitel 4.3.1 begründen, daß Unterschiede in den Ergebnissen der klassischen und der anlagestilorientierten Performancemessung vor allem für diejenigen Fonds zu erwarten sind, deren Anlagestile von dem des Marktsegmentes abweichen. Unabhängig von der Frage der Bewertungsrelevanz der Anlagestile wird deshalb zunächst analysiert, ob deutsche Fonds überhaupt vom Markt abweichende Anlagestile verfolgen. Mit Blick auf die vorherrschende Diskussion in der finanzwirtschaftlichen Literatur werden im ersten Schritt Value/Growth- und Größe-Anlagestile untersucht. Zunächst werden Regressionen gemäß Modell (4.15) durchgeführt, wobei die Überschußrenditen des CDAX und der zu analysierenden Stilindizes als Regressoren dienen. In diesem Regressionsmodell spiegelt sich die Abweichung des Anlagestils eines Fonds vom Stil des Marktsegmentes in den Sensitivitäten gegenüber den Überschußrenditen der Stilindizes wider. Belaufen sich diese Sensitivitäten für den Fonds auf null, besteht das Benchmarkportefeuille, das den Stil des Fonds am besten beschreibt, ausschließlich aus einem Anteil im CDAX und aus Geldmarktanlage bzw. Verschuldung. Die Struktur des Benchmarkportefeuilles entspricht in diesem Fall genau der Struktur des CDAX. Ist mindestens eine der Sensitivitäten dagegen ungleich null, weicht die Struktur des Benchmarkportefeuilles von der des CDAX ab. Die Regressionskoeffizienten gegenüber den zu analysierenden Stilindizes lassen sich folglich als Maße für die Abweichung des Fondsstils vom Markt interpretieren.⁹

Die Benchmarkkombination für die Stilanalysen besteht aus dem CDAX und den Stilindizes zum Buch-Marktwert-Verhältnis und zur Unternehmensgröße. Zunächst werden Stilindizes der Version C verwendet.¹⁰ Die Regressionen werden für die 24 vollständig für Zeitraum Z0 vorliegenden Fonds durchgeführt.

Tabelle 6.2 gibt die geschätzten Sensitivitäten und die zugehörigen t -Werte der 24 Fonds hinsichtlich der Stilindizes zum Buch-Marktwert-Verhältnis (DEKMEKC) und

⁹Andere Verfahren der Stilanalyse finden sich z. B. bei Tierney/Winston (1991) und Sharpe (1992). Zur aktuellen Diskussion um die Stilanalyse vgl. auch DiBartolomeo/Witkowski (1997) und Buetow/Johnson/Runkle (2000).

¹⁰Sofern nicht etwas Abweichendes angegeben ist, dienen auch im folgenden Stilindizes der Version C als Basis für die empirischen Untersuchungen.

Fonds	Buch-Marktwert-Verhältnis (DEKMEKC)		Größe (DMEKMLNC)	
	Sensitivität	t-Wert	Sensitivität	t-Wert
Adifonds	-0,011	-0,34	-0,047	-1,53
Alte Leipz. A	0,030	0,87	0,026	0,83
Bethm. Taunus	0,107	2,45	0,032	0,81
Concentra	0,040	1,54	0,056	2,35
DIT-Fonds Vermög.	0,034	0,81	-0,147	-3,78
DIT-Spezial	-0,278	-5,08	-0,347	-6,99
DIT-Wachstums	0,068	2,04	-0,032	-1,06
DWS Bayern	-0,163	-3,09	-0,039	-0,77
DekaFonds	0,024	0,81	-0,035	-1,29
FT Ff.-Effekt	0,069	2,82	0,033	1,47
Fondak	-0,060	-2,06	-0,024	-0,91
Hauck-Main I	0,008	0,24	0,002	0,06
Investa	0,051	1,70	0,077	2,79
MK Alfakapital	0,056	1,62	-0,025	-0,78
MMWI-Progress	-0,018	-0,32	-0,125	-2,50
OP Privat	0,041	1,21	-0,051	-1,68
Plusfonds	-0,063	-1,75	-0,055	-1,66
Privatfonds	0,070	0,99	-0,069	-1,08
Provesta	-0,060	-1,38	-0,214	-5,43
Ring-Akt. DWS	0,046	1,31	0,079	2,48
SMH-Special-I	-0,089	-1,76	-0,134	-2,91
Thesaurus	-0,014	-0,52	-0,000	-0,00
UniFonds	0,005	0,15	0,046	1,72
Univ.-Effekt	-0,035	-0,58	-0,237	-4,29
Mittelwert	0,030	0,11	-0,012	-1,15
Durchschnittlicher Betrag	0,060	1,48	0,080	2,05
Standardabweichung	0,198	1,78	0,213	2,37
Fonds24	-0,005	-0,24	-0,051	-2,70
Fonds50	0,009	0,45	-0,043	-2,35

Tabelle 6.2: Value- und Größe-Anlagestile deutscher Investmentfonds

der Unternehmensgröße (DMEKMLNC) an. Die Ergebnisse dieser Regressionen sprechen tendenziell dafür, daß deutsche Fonds zum Teil vom Markt abweichende Größe- bzw. Value/Growth-Anlagestile verfolgen. Das auffälligste Ergebnis ergibt sich für den DIT-Spezial, der hochsignifikante negative Sensitivitäten gegenüber den Stilindizes zum Buch-Marktwert-Verhältnis und zur Unternehmensgröße aufweist. Der Provesta ist ein Beispiel für einen Fonds, der im Zeitraum Z_0 ausschließlich einen (signifikant negativen) Größe-Stil verfolgt hat; ein Beispiel für einen (signifikant positiven) Value-Stil ist dagegen der FT Frankfurt-Effekten-Fonds. Insgesamt weisen vierzehn der 24 Fonds eine Sensitivität mit einem zugehörigen t -Wert auf, dessen Betrag größer als zwei ist. Über eine Bonferroni-Korrektur zum vorliegenden multiplen Testproblem kann die Nullhypothese, daß kein Fonds einen vom Markt abweichenden Anlagestil verfolgt, zum Niveau 1 % verworfen werden.

Bei einer Durchschnittsbetrachtung auf der Basis des gleichgewichteten Fondsportefolles Fonds24 läßt sich für deutsche Investmentfonds ein signifikant vom Markt ab-

weichender Größe-Stil feststellen. Eine signifikant vom Markt abweichender Value- bzw. Growth-Stil ist dagegen nicht festzustellen. Dieses Ergebnis ergibt sich auch dann, wenn das Fondsportefeuille Fonds50 im Zeitraum Z0 untersucht wird.

Zwischen den einzelnen Fonds gibt es erhebliche Unterschiede in den Anlagestilen. Die Standardabweichungen der geschätzten Sensitivitäten gegenüber den Stilindizes zum Buch-Marktwert-Verhältnis und zur Unternehmensgröße belaufen sich auf 0,084 bzw. 0,105. Da sich positive und negative Ausprägungen der Anlagestile über die Fonds kompensieren, unterschätzt die Analyse des gleichgewichteten Fondsportefeuilles die durchschnittliche Bedeutung von Anlagestilen für deutsche Investmentfonds. Aussagekräftiger ist der durchschnittliche Betrag der Sensitivitäten bzw. der durchschnittliche Betrag der t -Werte. Diese Werte betragen für die Sensitivitäten gegenüber dem Stilindex zum Buch-Marktwert-Verhältnis 0,06 bzw. 1,48 und für die Sensitivitäten gegenüber dem Größe-Stilindex 0,08 bzw. 2,05. Alle Zahlen sprechen für die Vermutung, daß einige deutsche Fonds Größe- und Value- bzw. Growth-Anlagestile verfolgen, die (signifikant) vom Markt abweichen.

Die durchschnittlichen Beträge der Sensitivitäten gegenüber den Stilindizes beschreiben das Ausmaß der durchschnittlichen Abweichung der Value/Growth- und Größe-Anlagestile der Fonds vom Markt. Angenommen, ein Fonds mit einem Fondsvermögen von 100 Mio. DM weist eine Sensitivität gegenüber dem Stilindex zum Buch-Marktwert-Verhältnis in Höhe von 0,06 und gegenüber dem Größe-Stilindex in Höhe von $-0,08$ auf, so daß die Beträge der Sensitivitäten denen eines typischen deutschen Fonds entsprechen. Bei dieser Konstellation ist folgende Interpretation möglich: Das Benchmarkportefeuille mit einem Volumen von ebenfalls 100 Mio. DM, das den Verlauf der Überschußrendite des fiktiven typischen Fonds am besten widerspiegelt, ist mit 8,0 Mio. DM mehr in Aktien kleiner Unternehmen investiert als der CDAX, wobei zur Finanzierung Aktien großer Unternehmen im Wert von 8,0 Mio. DM leerzuerkaufen sind. Zudem ist dieses Benchmarkportefeuille gemessen am CDAX mit 6,0 Mio. DM mehr in Aktien mit hohem Buch-Marktwert-Verhältnis investiert, wobei auch diese Position über entsprechende Leerverkäufe von Aktien mit niedrigem Buch-Marktwert-Verhältnis finanziert wird. Das Beispiel zeigt, daß die scheinbar niedrigen betragsmäßigen Ausprägungen der Sensitivitäten nicht über das beträchtliche Ausmaß der Abweichung des durchschnittlichen Stils deutscher Fonds vom Markt hinwegtäuschen dürfen.

Zur weiteren Analyse der Value/Growth- und Größe-Anlagestile der deutschen Fonds

werden Stilanalysen entsprechend dem vom Verfasser vorgeschlagenen Modell (4.28) durchgeführt. Die verwendete Indexkombination besteht aus dem Geldmarktzinssatz, der Rendite des CDAX und den Überschußrenditen der Stilindizes zum Buch-Marktwert-Verhältnis und zur Unternehmensgröße. Der sich für eine bestimmte Periode ergebende Vektor der geschätzten Regressionskoeffizienten läßt sich ebenfalls als Anteilsvektor eines Benchmarkportefeuilles interpretieren, das aus CDAX und Geldmarktanlage bzw. Verschuldung sowie aus den sich jeweils selbst finanzierenden Stilindexportefeuilles besteht.¹¹ Der Renditeverlauf dieses Benchmarkportefeuilles hat dem Renditeverlauf des zu analysierenden Fonds in der Vergangenheit am besten entsprochen.

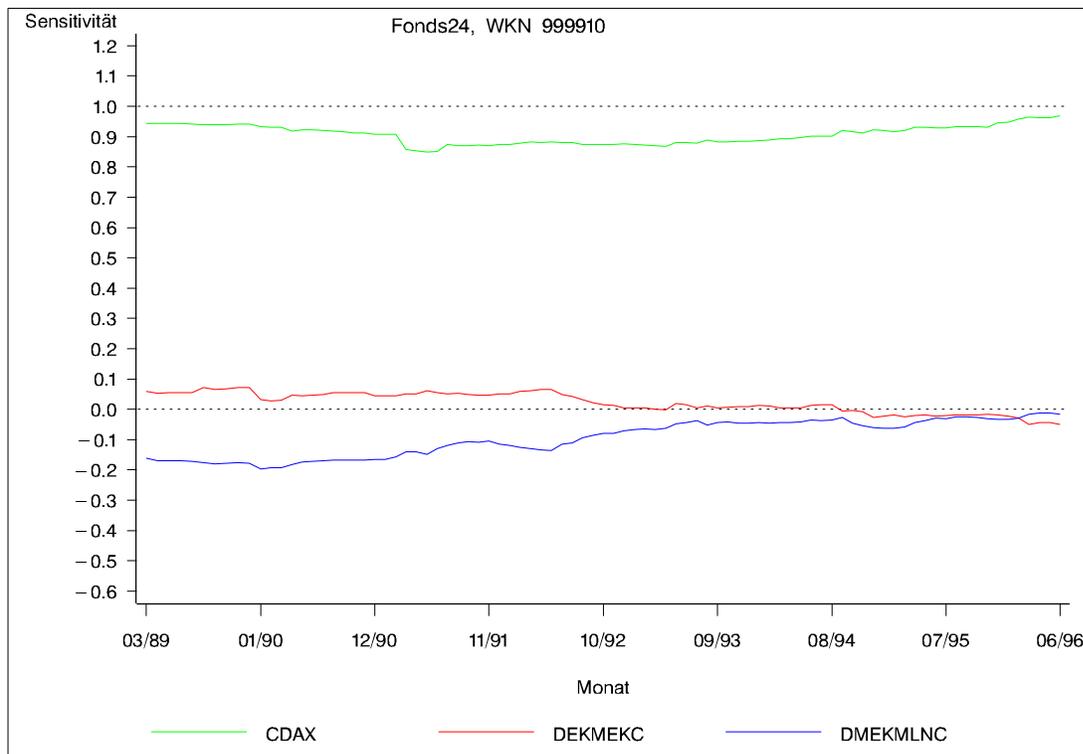


Abbildung 6.2: Durchschnittliche Value- und Größe-Anlagestile deutscher Investmentfonds (Fonds24)

Abbildung 6.2 gibt die Entwicklung des geschätzten Anlagestils des Fondsportefeuilles Fonds24 im Zeitablauf an.¹² Für den Monat 12/1990 ergeben sich die geschätzten Sensitivitäten z. B. als $(0,091, 0,909, 0,045, -0,166)'$, mit 0,091 als Sensitivität gegenüber

¹¹Vgl. auch die Interpretation aus Kapitel 4.3.3.

¹²Die gewählte Darstellungsform unterscheidet sich bewußt von der aus Sharpe (1992). Die Kombination aus dem Stilanalyse-Modell (4.28) und den Abbildungen der vorliegenden Arbeit verdeutlicht die Entwicklung des Anlagestils eines Fonds anschaulicher als die Abbildungen von Sharpe.

dem Geldmarktzinssatz,¹³ 0,909 als Sensitivität gegenüber der CDAX-Rendite sowie 0,045 und $-0,166$ als Sensitivitäten gegenüber den Überschußrenditen der Stilindizes zum Buch-Marktwert-Verhältnis bzw. zur Unternehmensgröße. Mit Ausnahme der Sensitivität gegenüber dem Stilindex zum Buch-Marktwert-Verhältnis sind die Sensitivitäten jeweils signifikant zum Niveau 1 %. Der Renditeverlauf des Fondsportefeuilles im Zeitraum 08/1987–11/1990¹⁴ läßt sich folglich am besten durch ein Benchmarkportefeuille beschreiben, in dem ca. 90,9 % des Vermögens in den CDAX und 9,1 % zum Geldmarktzinssatz angelegt sind. Zudem enthält das Benchmarkportefeuille sich selbst finanzierende Positionen in den Stilindexportefeuilles zum Buch-Marktwert-Verhältnis und zur Unternehmensgröße, deren Volumen 4,5 % bzw. 16,6 % des Vermögens betragen.¹⁵ Der Renditeverlauf des Fonds²⁴ läßt sich demnach am besten durch ein Portefeuille beschreiben, das gemessen an der Struktur des CDAX mehr Aktien kleiner Unternehmen und mehr Aktien mit hohem Buch-Marktwert-Verhältnis bzw. weniger Aktien großer Unternehmen und weniger Aktien mit niedrigem Buch-Marktwert-Verhältnis enthält. Deutsche Investmentfonds haben im Zeitraum 08/1987–11/1990 im Durchschnitt eine Kombination aus einem vom Markt abweichenden Value- und einem negativen Größe-Anlagestil verfolgt.

Betrachtet man die Entwicklung des durchschnittlichen Anlagestils deutscher Fonds im Zeitablauf, so ist ersichtlich, daß dieses Ergebnis bis Mitte 1992 relativ stabil ist. Danach liegen die Sensitivitäten gegenüber den Überschußrenditen der Stilindizes nahe bei null; es ist kein eindeutiger vom Markt abweichender Anlagestil erkennbar.¹⁶

Die Analysen für die einzelnen Fonds bestätigen die Ergebnisse aus der Tabelle 6.2. Abbildung 6.3 gibt z. B. die Ergebnisse für den auffälligsten Fonds, den DIT-Spezial, an. Auch die im Anhang aufgeführten Abbildungen¹⁷ zu den Stilanalysen für den Provesta als Beispiel für einen (negativen) Größe-Anlagestil und für den FT Frankfurt-Effekten-

¹³Die Entwicklung der Sensitivität der Fondsrendite gegenüber dem Geldmarktzinssatz ist in der Grafik nicht dargestellt. Sie ergibt sich für jede Periode über die Nebenbedingung des Regressionsmodells als Eins minus die Sensitivität gegenüber der CDAX-Rendite.

¹⁴Die Stilanalysen werden hier und im folgenden jeweils mit einem Zeitfenster von 40 Perioden durchgeführt.

¹⁵Hinsichtlich des Buch-Marktwert-Verhältnisses entspricht dies z. B. einer Leerverkaufsposition im G-Portefeuille zum Buch-Marktwert-Verhältnis in Höhe von 4,5 % des Vermögens, wobei die sich ergebenden Verkaufserlöse in das zugehörige H-Portefeuille investiert werden. Vgl. die Ausführungen zur Konstruktion der Stilindizes im Kapitel 5.4.

¹⁶Ein ähnliches Ergebnis ergibt sich auch für den Fall, daß das Fondsportefeuille Fonds⁵⁰ einer Stilanalyse für den gesamten Zeitraum Z0 unterzogen wird.

¹⁷Vgl. die Abbildungen D.1 und D.2.

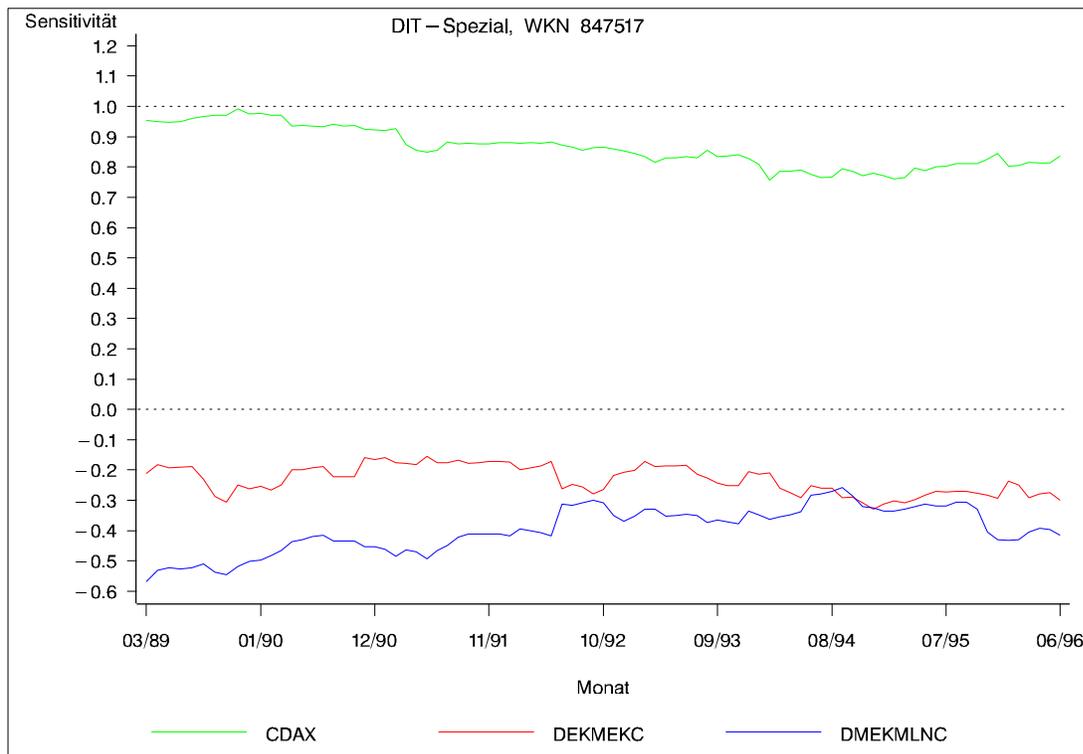


Abbildung 6.3: Value- und Größe-Anlagestile des DIT-Spezial

Fonds als Beispiel für einen Value-Stil entsprechen den Ergebnissen der bisherigen Analysen.

Neben den Fonds, die vom Markt abweichende Anlagestile verfolgen, existiert eine Gruppe von Fonds, deren Renditeverlauf sich sehr gut ausschließlich durch die CDAX-Rendite und den Geldmarktzinssatz beschreiben läßt. Diese Fonds, wie z. B. der De-kaFonds, der Hauck-Main I-Universal-Fonds oder der Thesaurus, weisen keinen signifikant vom Markt abweichenden Anlagestil aus. Abbildung 6.4 gibt die Entwicklung der Sensitivitäten für den Thesaurus, das eindrucksvollste Beispiel dieser Gruppe, an.

Neben den Aussagen zum Anlagestil ermöglichen die Abbildungen zu den Stilanalysen Schlußfolgerungen zum Timing deutscher Investmentfonds. Entsprechend dem in Abbildung 6.2 dargestellten Verlauf der Sensitivitäten der Rendite des Fondsportefeuilles Fonds²⁴ gegenüber der CDAX-Rendite steigt z. B. der Aktienanteil der Benchmarkportefeuilles aus den Stilanalysen ab Mitte 1991 von 87 auf fast 97 % an. Die Fondsmanager haben die Portefeuilles im Durchschnitt so umstrukturiert, daß sich die Fondsrendite mehr wie die CDAX-Rendite und weniger wie der Geldmarktzins-

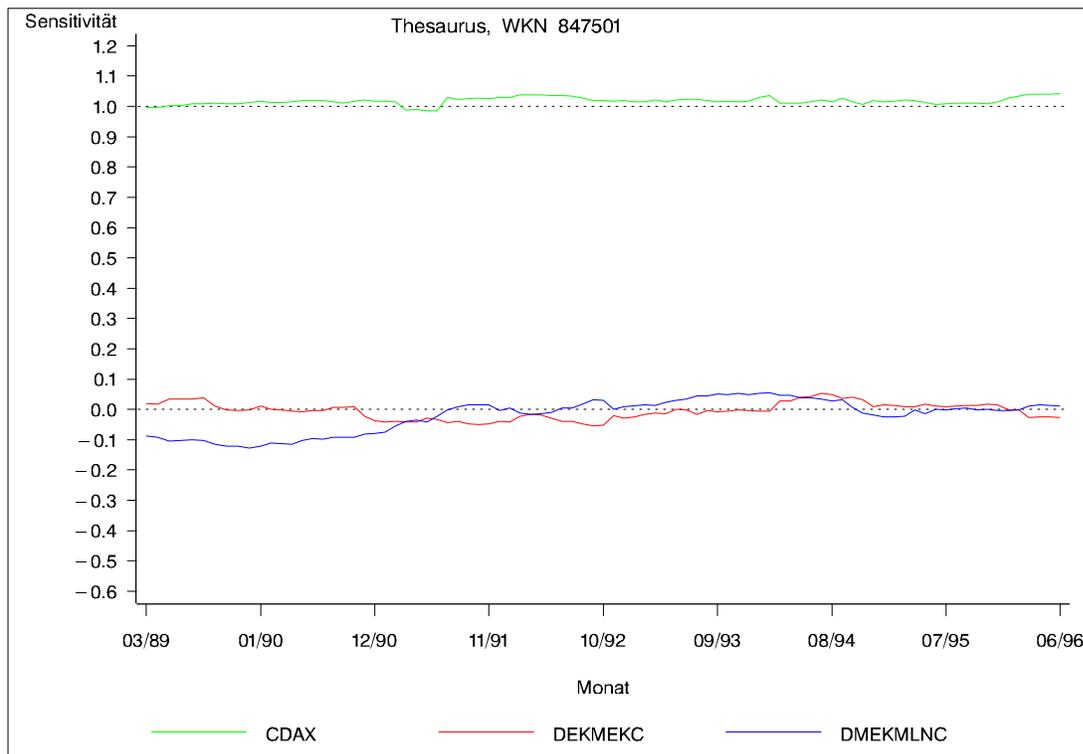


Abbildung 6.4: Value- und Größe-Anlagestile des Thesaurus

satz entwickelt. Da die Entwicklung des CDAX in diesem Teilzeitraum im Vergleich zum gesamten Untersuchungszeitraum überdurchschnittlich positiv ist,¹⁸ spricht dieses Ergebnis dafür, daß die Fondsmanager im Durchschnitt Timingfähigkeiten besitzen.

Auch der Anstieg der Sensitivitäten des Fonds²⁴ gegenüber dem Größe-Stilindex spricht für das Vorliegen von Timingfähigkeiten, da Aktien großer Unternehmen gemessen an Aktien kleiner Unternehmen in der zweiten Hälfte des Untersuchungszeitraums Z0 besser als in der ersten Hälfte des Zeitraums abgeschnitten haben.¹⁹ Ein Beispiel für ein besonders hohes Timing eines einzelnen Fonds gegenüber der Entwicklung eines Stilindexes ist der SMH-Special-Fonds I. Abbildung 6.5 zeigt, daß die Sensitivität dieses Fonds gegenüber dem Größe-Stilindex von 10/1989 bis 06/1996 kontinuierlich von $-0,50$ auf $0,07$ ansteigt. Es lassen sich jedoch auch Fonds mit erfolglosen Timingbemühungen finden: so sprechen z.B. die Ergebnisse der Stilanalysen für den DIT-Spezial dafür, daß der Aktienanteil des Fonds im Zeitraum Z2 niedriger als in Z1 war.

¹⁸Vgl. die Tabelle 5.3 und die Tabelle A.6 im Anhang.

¹⁹Zum Vergleich der Entwicklung der Renditen großer und kleiner Aktien vgl. die Darstellung der Größe-Stilindizes in Abbildung 5.3.

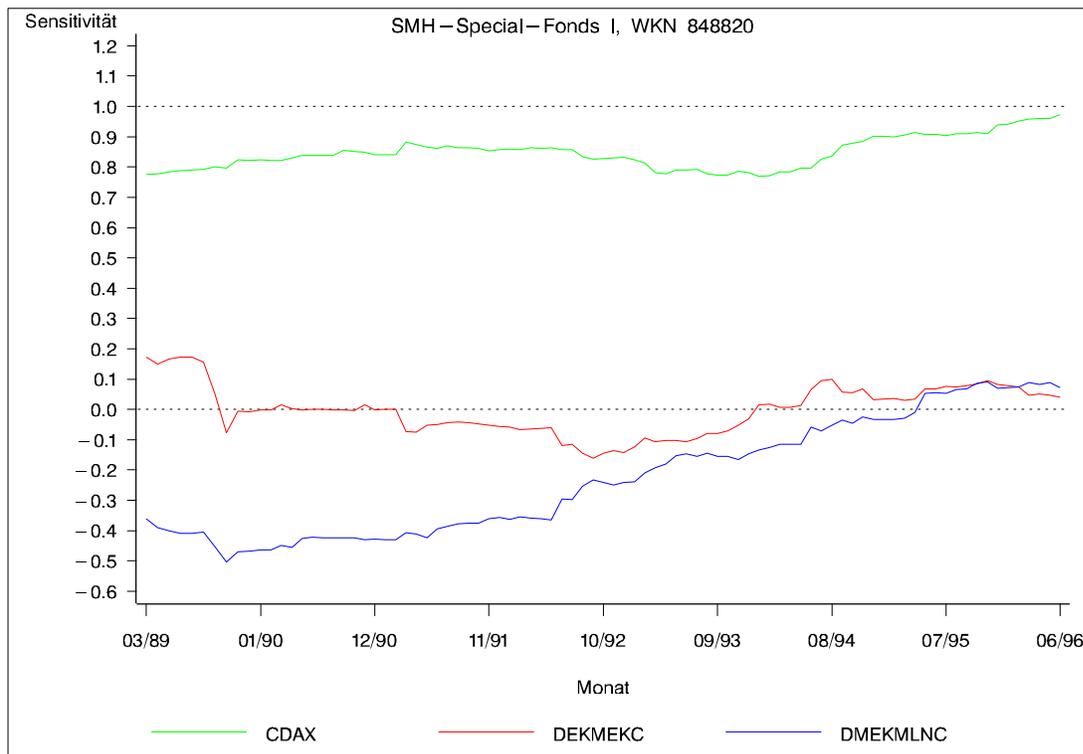


Abbildung 6.5: Value- und Größe-Anlagestile des SMH-Special-Fonds I

Der Zeitraum Z1 ist jedoch im Vergleich zu Z2 durch eine überdurchschnittlich negative Börsenentwicklung gekennzeichnet. Unabhängig von der Höhe des Timings der einzelnen Fonds lassen die Überlegungen zur Timing-Problematik aus Kapitel 3.6.1 vermuten, daß die Ergebnisse der Performancemessung nur unwesentlich durch eventuelles Timing verzerrt werden.

Sensitivitätsanalysen führen zu der Vermutung, daß die Konstruktionsweise der Stilindizes keinen großen Einfluß auf die Ergebnisse der Stilanalysen besitzt. Tabelle D.1 im Anhang beinhaltet z. B. die Ergebnisse der Regressionen der Fondsüberschußrenditen auf die Überschußrenditen des CDAX sowie der Stilindizes zum Buch-Marktwert-Verhältnis und zur Unternehmensgröße in der Version A. Ein Vergleich mit den Ergebnissen aus Tabelle 6.2, die auf Stilindizes der Version C beruhen, zeigt, daß sich tendenziell die gleichen Schlußfolgerungen ergeben. Teilweise bestehen allerdings größere Unterschiede zwischen den geschätzten Sensitivitäten gegenüber den Stilindizes zum Buch-Marktwert-Verhältnis.²⁰

²⁰Vgl. z. B. die entsprechenden Sensitivitäten für den DIT-Spezial oder den Plusfonds.

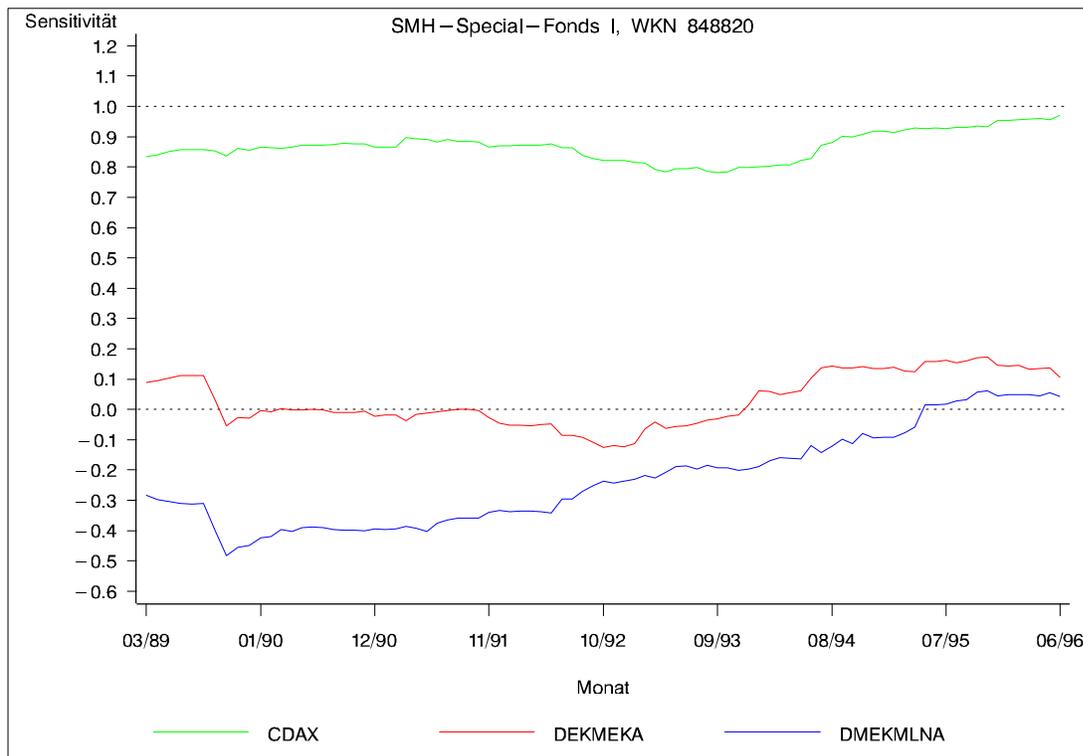


Abbildung 6.6: Value- und Größe-Anlagestile des SMH-Special-Fonds I (Version A)

Ein weiteres Beispiel für den geringen Einfluß der Konstruktionsweise der Stilindizes ergibt sich aus den Abbildungen 6.6 und 6.7. Diese Abbildungen stellen die Entwicklung der Sensitivitäten der Renditen des SMH-Special-Fonds I gegenüber der CDAX-Rendite und den Überschußrenditen der Stilindizes in der Version A bzw. der Version K dar. Im Vergleich mit Abbildung 6.5, die auf Basis der Stilindizes der Version C erzeugt ist, sind nur kleine Unterschiede ersichtlich. Die Korrelationen zwischen den geschätzten Sensitivitäten gegenüber den Größe-Stilindizes der Versionen A, C und K betragen jeweils mindestens 0,97. Auch die geschätzten Sensitivitäten gegenüber den Stilindizes zum Buch-Marktwert-Verhältnis weisen jeweils Korrelationen von mindestens 0,85 auf; ein Wert, der angesichts der im Kapitel 5.4 dargestellten Unterschiede zwischen den Stilindexversionen zum Buch-Marktwert-Verhältnis erstaunlich hoch ist.

Als Fazit ist festzuhalten, daß einige deutsche Fonds signifikant vom Markt abweichende Größe- und Value/Growth-Anlagestile verfolgen. Auch die Untersuchungen für die Teilzeiträume stützen dieses Ergebnis.²¹ Demnach ist es möglich, daß eine Perfor-

²¹Auf die ausführliche Darstellung der Ergebnisse für die Teilzeiträume wird an dieser Stelle verzichtet.

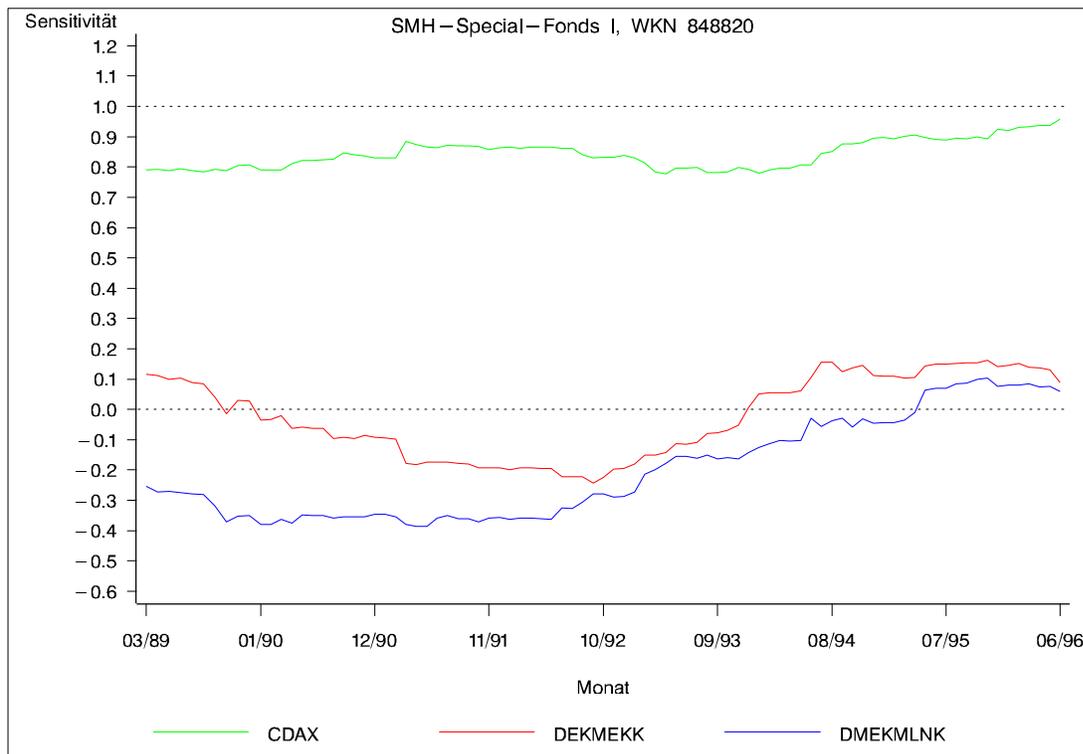


Abbildung 6.7: Value- und Größe-Anlagestile des SMH-Special-Fonds I (Version K)

manncemessung, die diese Anlagestile berücksichtigt, zu anderen Ergebnissen als die klassische Performancemessung gelangt. Es ist zu vermuten, daß die Konstruktionsweise der verwendeten Stilindizes in diesem Zusammenhang keine große Rolle spielt.

Entsprechend den theoretischen Ausführungen zur anlagestilorientierten Performancemessung sind nur diejenigen Anlagestile im Rahmen der Performancemessung zu berücksichtigen, die bewertungsrelevant sind. Die empirischen Untersuchungen der vorliegenden Arbeit zur Frage der Bewertungsrelevanz fundamentaler Größen sprechen nicht für die Gültigkeit eines Bewertungsmodells, das als bewertungsrelevante Größen nur das Buch-Marktwert-Verhältnis und die Unternehmensgröße beinhaltet. Vielmehr sind die Aussagen der Fama/MacBeth-Regressionen und der Kovarianzanalysen zur Bewertungsrelevanz des Value/Growth- und des Größe-Anlagestils uneinheitlich, und es gibt Anhaltspunkte dafür, daß auch andere Anlagestile bewertungsrelevant sind. Im folgenden Kapitel wird deshalb die Bedeutung alternativer Anlagestile für deutsche Investmentfonds untersucht. Es werden alle Anlagestile analysiert, die in mindestens einer Analyse im fünften Kapitel als bewertungsrelevant identifiziert worden sind.

6.2.2 Alternative Anlagestile

Zur Untersuchung der Fragestellung, ob deutsche Fonds vom Markt abweichende Anlagestile zu den als bewertungsrelevant identifizierten Merkmalen verfolgen, werden wiederum Regressionen gemäß Modell (4.15) durchgeführt. Als Regressoren gehen jeweils die Überschußrendite des CDAX und die eines Stilindexes ein. Die Regressionen sind für alle konstruierten Stilindizes der Versionen A und C durchzuführen. Es werden jeweils alle 24 vollständig für den Zeitraum Z0 vorliegenden Fonds untersucht.

Tabelle 6.3 gibt für die analysierten Regressionsmodelle jeweils drei Statistiken zu den geschätzten Regressionskoeffizienten hinsichtlich der Stilindizes an: die erste Zeile zu einer Kennzahl beinhaltet jeweils die durchschnittliche Sensitivität der Fondsrenditen gegenüber dem untersuchten Stilindex, die zweite Zeile den durchschnittlichen Betrag dieser Sensitivitäten und die dritte Zeile den durchschnittlichen Betrag der zu den Sensitivitäten gehörenden t -Statistiken. Die Ergebnisse dieser Stilanalysen stützen die These, daß deutsche Fonds teilweise vom Marktstil abweichen. Auch bei der isolierten Betrachtung ergibt sich hinsichtlich des Größe-Anlagestils der deutschen Fonds ein hochsignifikantes Ergebnis. Der Mittelwert der Beträge der t -Statistiken aus den Einzelregressionen beläuft sich für die Stilindexversion A auf 2,472 und für Version C auf 2,286. Die durchschnittliche Sensitivität der Fondsrenditen gegenüber den Größe-Stilindizes beläuft sich auf $-0,061$ bzw. $-0,054$. Auch für das Buch-Marktwert-Verhältnis werden die Ergebnisse des vorigen Kapitels bestätigt: die mittleren Beträge der t -Statistiken liegen bei 1,956 und 1,754.

Tabelle 6.3 deutet zudem auf andere, von deutschen Fonds verfolgte Anlagestile hin: Kennzahlen mit auffällig hohen mittleren Beträgen der zu den Sensitivitäten gehörenden t -Werte sind die Anlagendeckung (ANLDEC), die Eigenkapitalrentabilität (E2R), der Verschuldungsgrad (FKMEK) und die Umschlaghäufigkeit der Forderungen (UMSFOR). Die durchschnittlichen Sensitivitäten zu den Verschuldungsgrad-Stilindizes sind jeweils negativ, die durchschnittlichen Sensitivitäten gegenüber den Stilindizes zur Anlagendeckung jeweils positiv. Die durchschnittlichen Beträge der Sensitivitäten weichen jeweils nicht stark von den durchschnittlichen Sensitivitäten ab, d. h., der Großteil der Fonds investiert – gemessen am CDAX – lieber in Aktien von Unternehmen, die einen niedrigen Verschuldungsgrad aufweisen, und in Aktien von Unternehmen, die eine hohe Anlagendeckung besitzen. Hinsichtlich der Eigenkapitalrentabilität und der

Kennzahl	Version A	Version C
ANLDEC	0,058	0,124
	0,077	0,141
	1,530	2,315
CF1R	-0,047	-0,041
	0,053	0,062
	1,267	1,050
CF1WR	0,001	0,045
	0,041	0,072
	0,846	1,149
E1P	0,009	-0,005
	0,050	0,059
	1,314	1,147
E2R	-0,003	0,036
	0,055	0,107
	1,219	1,657
E2RWR	0,007	-0,022
	0,032	0,053
	0,671	0,999
EKMEK	0,009	-0,020
	0,070	0,074
	1,956	1,754
FKMEK	-0,068	-0,049
	0,088	0,086
	1,957	1,744
MEKMLN	-0,061	-0,054
	0,090	0,089
	2,472	2,286
UMSFOR	0,057	0,032
	0,083	0,085
	1,790	1,595
UMSVOR	0,043	0,007
	0,062	0,047
	1,248	0,703

Tabelle 6.3: Analyse einzelner Anlagestile

Umschlaghäufigkeit der Forderungen ist das Bild weniger einheitlich: es gibt Fonds mit positiven und Fonds mit negativen Anlagestilen zu diesen Merkmalen. Unabhängig von den genauen Ausprägungen der Anlagestile einzelner Fonds stützen die dargestellten Ergebnisse die These, daß einige deutsche Fonds vom Markt abweichende fundamentale Anlagestile verfolgen. Value/Growth- und insbesondere Größe-Anlagestile sind allerdings die dominierenden Anlagestile.

Für den Großteil der Stilindizes hängen die Ergebnisse der Stilanalysen nicht stark davon ab, ob Stilindizes der Version A oder der Version C verwendet werden. Die Differenzen zwischen den durchschnittlichen Beträgen der t -Statistiken für Version A und C sind in der Regel kleiner als 0,35. Ein großer Unterschied ergibt sich jedoch für die Stilanalysen zum Merkmal Anlagendeckung (ANLDEC); die durchschnittlichen Beträge der t -Statistiken betragen 1,530 und 2,315.

Für die Teilzeiträume Z1 und Z2 werden ebenfalls Stilanalysen hinsichtlich aller im fünften Kapitel als bewertungsrelevant identifizierten Anlagestile durchgeführt. Es zeigt sich, daß in beiden Zeiträumen Value/Growth- und Größe-Anlagestile die vorherrschenden Anlagestile sind. Die Analysen bestätigen zudem die These, daß deutsche Fonds teilweise auch andere fundamentale Anlagestile, insbesondere hinsichtlich von Merkmalen zur Verschuldungssituation der Unternehmen verfolgen. Die Untersuchungen weisen nicht auf eine Zunahme der Bedeutung von Anlagestilen hin. Die durchschnittlichen Beiträge der Sensitivitäten gegenüber den Stilindizes unterscheiden sich in Z1 und Z2 nicht systematisch. Es ist jedoch ersichtlich, daß deutsche Fonds – wie schon entsprechend Abbildung 6.2 zu vermuten – im Durchschnitt ihre in Z1 hoch negative Sensitivität gegenüber dem Größe-Stilindex in Z2 zurückgeführt haben, d. h., die Fondsmanager haben Aktien kleiner Unternehmen verkauft und Aktien großer Unternehmen gekauft. Alle in diesem Kapitel durchgeführten statistischen Tests unterstellen, daß die Störterme der Regressionsmodelle jeweils unabhängig und identisch normalverteilt sind. Wenn diese Annahmen verletzt sind, sind die dargestellten Resultate und insbesondere die angegebenen Vertrauenswahrscheinlichkeiten nicht notwendig korrekt. Sind die Störterme z. B. autokorreliert oder besitzen nicht alle Störterme die gleiche Varianz, so sind die OLS-Schätzfunktionen für die Regressionsparameter zwar weiterhin unverzerrt und konsistent, aber nicht mehr effizient. Zudem ist die Schätzfunktion für die Kovarianzmatrix der Regressionsparameter verzerrt, so daß die üblichen *t*-Tests ihre Aussagekraft verlieren.²²

Die Annahmen des Regressionsmodells werden anhand verschiedener Tests überprüft. Der Test der Nullhypothese, daß die Störterme normalverteilt sind, erfolgt anhand eines Shapiro/Wilk-Tests²³ der Residuen aus den Stilanalyse-Regressionen. Die Nullhypothese der gleichen Varianz der Störterme (Homoskedastizität) wird mit dem White-Test geprüft.²⁴ Zudem erfolgt mit dem Durbin/Watson-Test ein Test der Nullhypothese, daß die Störvariablen der Regression nicht autokorreliert sind.²⁵ Es zeigt sich, daß für die Regressionen im Rahmen der Stilanalysen die Gültigkeit der Modellannahmen

²²Zu den statistischen Problemen bei Autokorrelation und Heteroskedastizität der Störterme vgl. z. B. Maddala (1992), S. 201 ff. und S. 229 ff.

²³Vgl. Shapiro/Wilk (1965).

²⁴Vgl. White (1980).

²⁵Vgl. Durbin/Watson (1951).

im allgemeinen nicht abgelehnt wird. Da alle Tests tendenziell zu ähnlichen Ergebnissen führen, werden in Tabelle D.2 im Anhang beispielhaft die Testergebnisse für die Überprüfung der Modellannahmen zu den Stilanalysen hinsichtlich des Merkmals Unternehmensgröße (Stilindexversion C) wiedergegeben.²⁶ Zu einem Signifikanzniveau von 5 % wird die Nullhypothese der Normalverteilung der Störterme nur für einen der 24 vollständig für Zeitraum Z0 vorliegenden Fonds abgelehnt. Die Nullhypothese der Homoskedastizität wird nur für zwei Fonds und die Nullhypothese unabhängiger Störterme für drei Fonds abgelehnt.

Zusammenfassend bleibt festzuhalten, daß einige deutsche Investmentfonds vom Markt abweichende Anlagestile verfolgen. Werden diese Anlagestile im Rahmen der Performancemessung berücksichtigt, können die Ergebnisse der klassischen und der anlagestilorientierten Performancemessung voneinander abweichen. Unglücklicherweise lassen die empirischen Analysen zur Bewertungsrelevanz von Anlagestilen keine zuverlässigen Aussagen darüber zu, welche Anlagestile bewertungsrelevant sind und welche nicht. Es stellt sich die Frage, wie stark die Ergebnisse der anlagestilorientierten Performancemessung von dem unterstellten Bewertungsmodell und den entsprechend berücksichtigten Anlagestilen abhängen. Besteht eine starke Abhängigkeit der Ergebnisse von der Benchmarkwahl, ist die anlagestilorientierte Performancemessung indirekt von der Kritik an den statistischen Verfahren zur Identifikation der bewertungsrelevanten Größen betroffen. Zur Untersuchung dieser Fragestellung wird die anlagestilorientierte Performancemessung im folgenden einer Sensitivitätsanalyse hinsichtlich der Benchmarkwahl unterzogen. Als Ausgangspunkt für diese Analyse werden zunächst die sich bei klassischer Performancemessung ergebenden Performancewerte berechnet.

²⁶Auf die Angabe der Testergebnisse für die übrigen Regressionen wird verzichtet.

6.3 Performance deutscher Investmentfonds

6.3.1 Klassische Performancemaße

Tabelle 6.4 gibt die Jensen-Maße (\hat{J}_{PI}), die Appraisal-Ratios (\hat{A}_{PI}) und die modifizierten Appraisal-Ratios (\hat{A}_{PI}^+) sowie die Sharpe-Ratios (\hat{S}_P) der Investmentfonds im Zeitraum Z0 an. Zudem enthält die Tabelle für jeden Fonds Mittelwert und Standardabweichung der Renditen (\bar{r}_P bzw. $\hat{\sigma}[\tilde{r}_P]$), das historische Beta ($\hat{\beta}_{PI}$) und das unsystematische Risiko ($\hat{\sigma}[\tilde{\epsilon}_{PI}]$). Alle benchmarkabhängigen Größen sind über die Regression (3.5) mit dem CDAX als Benchmark geschätzt.

Fonds (P)	\bar{r}_P	$\hat{\sigma}[\tilde{r}_P]$	$\hat{\beta}_{PI}$	$\hat{\sigma}[\tilde{\epsilon}_{PI}]$	\hat{J}_{PI}	\hat{A}_{PI}	\hat{A}_{PI}^+	\hat{S}_P
Adifonds	0,237	4,650	0,961	0,985	0,036	0,037	0,037	0,051
Alte Leipz. A	0,357	4,179	0,858	0,998	0,178*	0,179	0,179	0,085
Bethm. Taunus	0,025	4,131	0,828	1,312	-0,148	-0,112	-0,086	0,006
Concentra	0,361	5,012	1,046	0,799	0,143*	0,179	0,224	0,072
DIT-Fonds Vermög.	0,388	4,287	0,862	1,326	0,208	0,157	0,118	0,090
DIT-Spezial	-0,099	4,467	0,810	2,308	-0,268	-0,116	-0,050	-0,022
DIT-Wachstums	0,223	5,179	1,075	0,976	-0,001	-0,001	-0,001	0,043
DWS Bayern	0,064	4,118	0,756	1,432	-0,079	-0,055	-0,038	0,016
DekaFonds	0,239	4,935	1,027	0,873	0,025	0,029	0,033	0,048
FT Ff.-Effekt	0,223	3,852	0,798	0,752	0,056	0,075	0,099	0,058
Fondak	0,122	4,509	0,935	0,866	-0,073	-0,084	-0,097	0,027
Hauck-Main I	0,307	4,893	1,012	1,017	0,096	0,095	0,093	0,063
Investa	0,440	4,760	0,986	0,936	0,234**	0,250	0,267	0,092
MK Alkapital	0,056	4,293	0,882	1,014	-0,127	-0,126	-0,124	0,013
MMWI-Progress	0,284	5,026	1,004	1,649	0,075	0,046	0,028	0,057
OP Privat	0,197	4,444	0,916	0,982	0,006	0,006	0,006	0,044
Plusfonds	0,257	4,418	0,905	1,085	0,068	0,063	0,058	0,058
Privatfonds	0,076	4,094	0,751	2,041	-0,080	-0,039	-0,019	0,019
Provesta	0,401	4,247	0,841	1,494	0,226	0,151	0,101	0,094
Ring-Akt. DWS	0,291	4,269	0,874	1,071	0,109	0,102	0,095	0,068
SMH-Special-I	0,216	4,371	0,861	1,584	0,037	0,023	0,015	0,049
Thesaurus	0,213	4,924	1,027	0,801	-0,001	-0,001	-0,002	0,043
UniFonds	0,230	4,581	0,951	0,868	0,032	0,037	0,042	0,050
Univ.-Effekt	-0,422	3,036	0,493	1,952	-0,525**	-0,269	-0,138	-0,139
Mittelwert	0,195	4,445	0,894	1,213	0,010	0,026	0,035	0,041
Standardabweichung	0,185	0,461	0,126	0,428	0,167	0,118	0,102	0,048
Fonds24	0,198	4,284	0,896	0,625	0,011	0,018	0,029	0,046
Fonds50	0,158	4,179	0,874	0,596	-0,025	-0,041	-0,069	0,038

Tabelle 6.4: Klassische Performancemaße deutscher Investmentfonds im Zeitraum Z0 (Benchmark CDAX)

Die Ergebnisse der klassischen Performancemessung sprechen tendenziell für eine neutrale bis positive Performance der 24 vollständig für Zeitraum Z0 vorliegenden Fonds. Der Mittelwert der Jensen-Maße der Investmentfonds beträgt 0,010 % p. M., der Median 0,034 % p. M. Fünfzehn der Fonds weisen positive Jensen-Maße auf. Die Häufigkeitsverteilung der Jensen-Maße der 24 Fonds ist in Abbildung 6.8 angegeben. Da

die Fondsrenditen und die Performancemaße unter Berücksichtigung der direkt dem Sondervermögen entnommenen Transaktionskosten wie z. B. Verwaltungs- und Depotbankvergütung berechnet sind, sprechen die Ergebnisse für ein Vorliegen von Informationsfähigkeiten der Fondsmanager. Die Vorteile aus diesen Informationsfähigkeiten werden jedoch durch die Transaktionskosten ungefähr aufgezehrt, so daß die Performance „nach Transaktionskosten“ nahe bei null liegt.²⁷

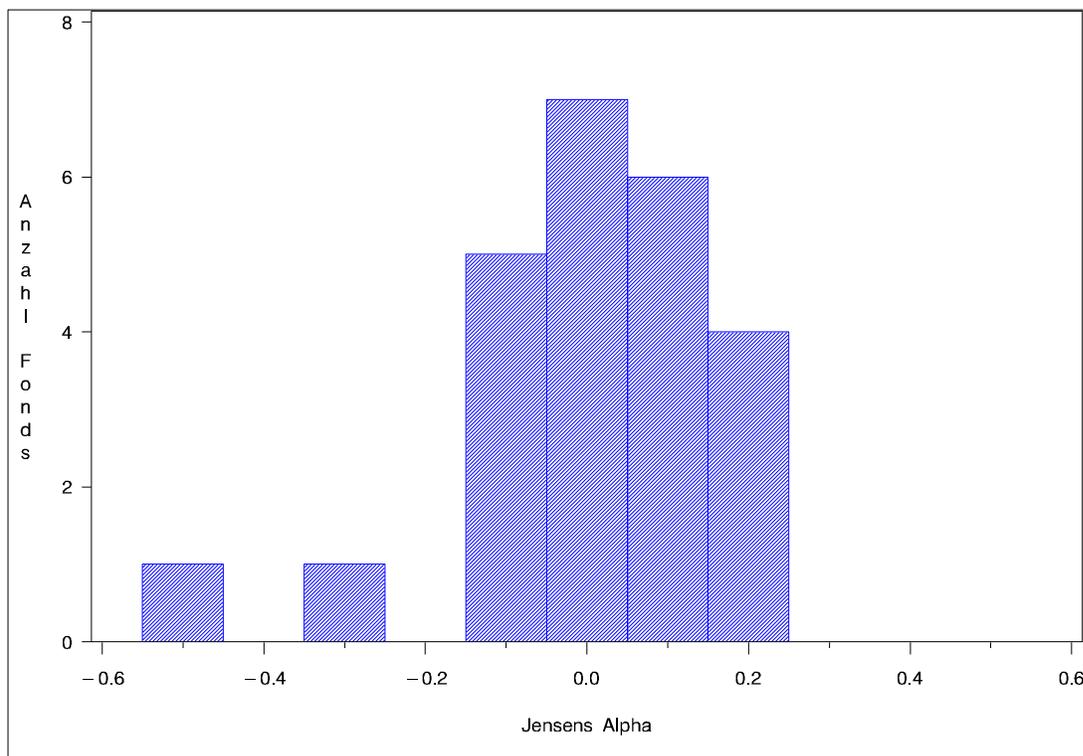


Abbildung 6.8: Häufigkeitsverteilung der Jensen-Maße (Zeitraum Z0)

Zur durchschnittlichen Performance der deutschen Fonds lassen sich keine Signifikanzaussagen treffen: der Standardfehler des Jensen-Maßes des Fondsportefeuilles Fonds24 beläuft sich auf 0,07 % p. M. Auch die Jensen-Maße der einzelnen Fonds sind in der Regel nicht signifikant;²⁸ isoliert betrachtet weist nur der Investa zum Niveau von 5 % eine signifikant positive Performance auf. Die Jensen-Maße des Alte Leipziger Trust Fonds A und des Concentra sind jeweils signifikant zum Niveau 10 %. Signifikant ne-

²⁷In diesen Überlegungen ist der Ausgabeaufschlag der Fonds allerdings noch nicht berücksichtigt. Vgl. Kapitel 6.1.2.

²⁸Der durchschnittliche Standardfehler der Jensen-Maße der Fonds liegt bei 0,13 % p. M. In allen Tabellen dieser Arbeit sind die Alphas, die zum Niveau von 5 % signifikant sind, mit zwei Sternchen und Alphas, die zum Niveau von 10 % signifikant sind, mit einem Sternchen gekennzeichnet.

gative Performance zum Niveau 5 % besitzt der Universal-Effect-Fonds. Es ist darauf hinzuweisen, daß die Performancemessung von Investmentfonds einem multiplen Testproblem entspricht.²⁹ Wird eine Bonferroni-Korrektur angewendet, kann die Nullhypothese, daß kein Fonds positive Performance aufweist, auch zum Niveau 10 % nicht abgelehnt werden.

Betrachtet man das Fondsportefeuille Fonds50, das auch die nach dem 30.06.1987 aufgelegten Investmentfonds umfaßt, so ändern sich die Schlußfolgerungen zur durchschnittlichen Performance deutscher Investmentfonds leicht. Das Jensen-Maß dieses Fondsportefeuilles ist (nicht signifikant) negativ. Der positive Performancewert „älterer“ Fonds wird durch die negative Performance „jüngerer“ Fonds überkompensiert.

Die Appraisal-Ratio und die modifizierte Appraisal-Ratio besitzen jeweils die gleichen Vorzeichen wie Jensens Alpha.³⁰ Beide Performancemaße berücksichtigen – im Gegensatz zum Jensen-Maß – nicht nur das systematische Risiko sondern auch das unsystematische Risiko eines Fonds. Im Durchschnitt liegt das geschätzte unsystematische Risiko der Fonds bei 1,213 % p. M. Die durchschnittliche Appraisal-Ratio beträgt 0,026, die durchschnittliche modifizierte Appraisal-Ratio 0,035. Die modifizierte Appraisal-Ratio des Fondsportefeuilles Fonds24 beläuft sich auf 0,029. Gelten die Annahmen aus Kapitel 3.4, so ist es für einen Investor optimal, 2,9 % seines Vermögens in ein gleichgewichtetes Portefeuille der 24 Investmentfonds zu investieren.

Die ebenfalls in Tabelle 6.4 angegebenen Sharpe-Ratios sprechen tendenziell für eine neutrale Performance der Investmentfonds im Untersuchungszeitraum Z0. Das arithmetische Mittel der Sharpe-Ratios deutscher Fonds beläuft sich auf 0,041, der Median beträgt 0,050. Der CDAX weist eine Sharpe-Ratio von 0,044 auf.

Die Rangfolgen über die Investmentfonds auf der Basis der einfachen und modifizierten Appraisal-Ratios sind sich sehr ähnlich.³¹ Nur für sechs der 24 Fonds ergeben sich unterschiedliche Ränge. Dies zeigt sich auch in der Korrelation zwischen den Performancemaßen: der Bravais-Pearson-Korrelationskoeffizient beläuft sich auf 0,958 und der Rangkorrelationskoeffizient nach Spearman auf 0,988.

Die klassische Performancemessung für die Teilzeiträume zeigt, daß die 24 vollständig

²⁹Zu multiplen Testproblemen vgl. z. B. Fahrmeir/Künstler/Pigeot/Tutz (1997), S. 416 f.

³⁰Vgl. die theoretischen Ausführungen zu den Maßen in den Kapiteln 3.2 und 3.4.

³¹Die sich nach den Appraisal-Ratios ergebenden Rangfolgen lassen sich jeweils ökonomisch interpretieren. Die Rangfolge der Jensen-Maße und die Rangfolge der Sharpe-Ratios sind dagegen jeweils ökonomisch inhaltsleer. Vgl. die theoretischen Ausführungen im dritten Kapitel.

für Z0 vorliegenden Fonds im Zeitraum Z1 im Durchschnitt ein negatives, in Z2 ein positives Jensen-Maß aufweisen. Das umfassendere Fondsportefeuille Fonds50 weist dagegen in beiden Teilzeiträumen ein negatives Jensen-Maß auf. Tabelle 6.5 gibt einen Überblick über die klassischen Performancemaße von Portefeuilles aus deutschen In-

Zeitraum	Fonds	\bar{r}_P	$\hat{\sigma}[\bar{r}_P]$	$\hat{\beta}_{PI}$	$\hat{\sigma}[\hat{\epsilon}_{PI}]$	\hat{J}_{PI}	\hat{A}_{PI}	\hat{A}_{PI}^+	\hat{S}_P
Z1	Fonds24	-0,290	4,865	0,869	0,696	-0,038	-0,054	-0,078	-0,060
	Fonds50	-0,330	4,753	0,849	0,651	-0,083	-0,127	-0,196	-0,069
Z2	Fonds24	0,686	3,602	0,951	0,495	0,013	0,026	0,053	0,190
	Fonds26	0,608	3,414	0,900	0,517	-0,029	-0,056	-0,109	0,178
	Fonds50	0,645	3,501	0,924	0,491	-0,009	-0,018	-0,037	0,184

Tabelle 6.5: Klassische Performancemaße deutscher Investmentfonds in den Zeiträumen Z1 und Z2 – ein Überblick (Benchmark CDAX)

vestmentfonds in den beiden Teilzeiträumen, eine Darstellung der Performancewerte für die einzelnen Fonds geben die Tabellen E.1 und E.2 im Anhang. Als Vergleichsbasis für das folgende Kapitel gibt Abbildung 6.9 zudem die Häufigkeitsverteilung der Jensen-Maße für den Zeitraum Z2 an.

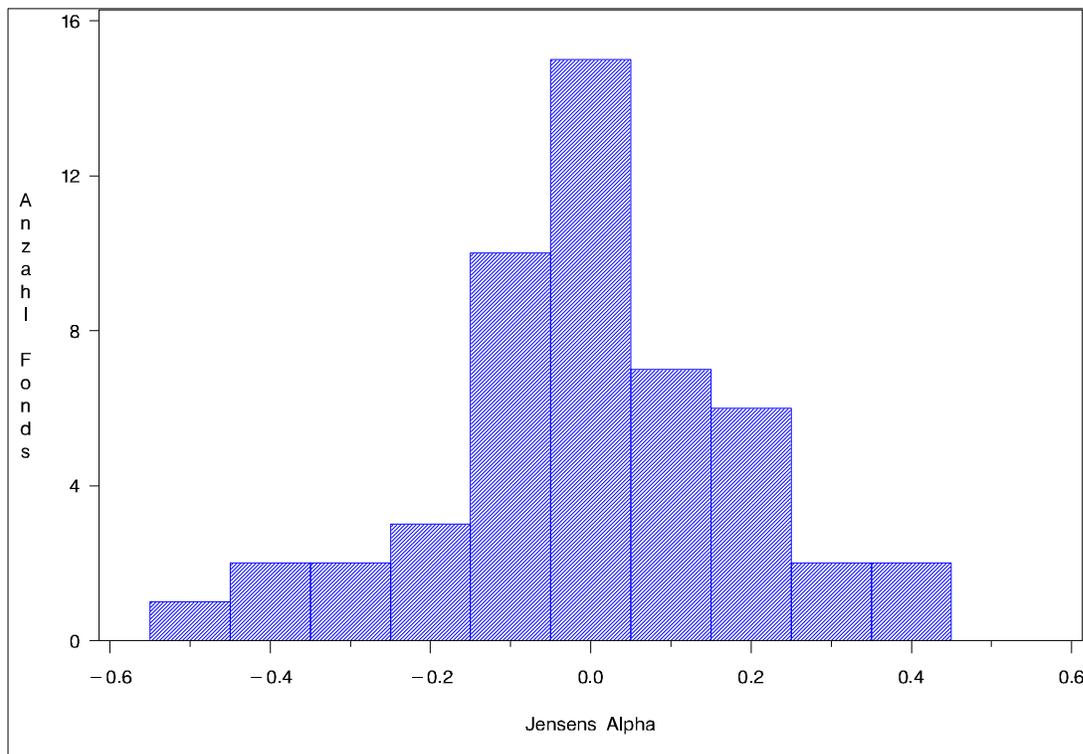


Abbildung 6.9: Häufigkeitsverteilung der Jensen-Maße (Zeitraum Z2)

6.3.2 Anlagestilorientierte Performancemaße

6.3.2.1 Performancemaße auf der Basis von Value- und Größe-Anlagestilen

Als Grundmodell der anlagestilorientierten Performancemessung dient das Bewertungsmodell FFa,³² das auf Fama/French (1992, 1993) beruht. Die Unternehmensgröße, das Buch-Marktwert-Verhältnis und die Sensitivität gegenüber dem Basisfaktor determinieren in diesem Modell das bewertungsrelevante Risiko der Aktien. Das bewertungsrelevante Risiko eines Fonds ergibt sich demnach in Abhängigkeit der durchschnittlichen Unternehmensgröße und des durchschnittlichen Buch-Marktwert-Verhältnisses der im Fonds enthaltenen Aktien, d. h. in Abhängigkeit des Value- und Größe-Anlagestils des Fonds. Gilt Bewertungsmodell FFa, muß die Risikoadjustierung im Rahmen der Performancemessung Value- und Größe-Anlagestile der Fonds berücksichtigen.

Das Bewertungsmodell wird durch das statistische Modell (M) mit den Überschußrenditen der Stilindizes DEKMEKC und DMEKMLNC als Proxies für die Risikofaktoren operationalisiert. Auf der Basis des Modells (4.15) werden sodann die Stil-Alphas (\hat{J}_{PZ}) und die Stil-Appraisal-Ratios (\hat{A}_{PZ} bzw. \hat{A}_{PZ}^+) geschätzt. Tabelle 6.6 gibt einen Überblick über die Ergebnisse dieser anlagestilorientierten Performancemessung im Vergleich zur klassischen Performancemessung mit dem CDAX als Benchmark. Die Tabelle beinhaltet Jensen-Maße, Appraisal-Ratios und modifizierte Appraisal-Ratios jeweils nach klassischer und anlagestilorientierter Performancemessung für die Fonds-

Zeitraum	Fonds	\hat{J}_{PI}	\hat{J}_{PZ}	\hat{A}_{PI}	\hat{A}_{PZ}	\hat{A}_{PI}^+	\hat{A}_{PZ}^+
Z0	Fonds24	0,011	0,032	0,018	0,053	0,029	0,088
	Fonds26	-0,073	-0,048	-0,118	-0,077	-0,189	-0,125
	Fonds50	-0,025	-0,001	-0,041	-0,002	-0,069	-0,004
Z1	Fonds24	-0,038	-0,046	-0,054	-0,072	-0,078	-0,113
	Fonds50	-0,083	-0,082	-0,127	-0,132	-0,196	-0,215
Z2	Fonds24	0,013	0,019	0,026	0,039	0,053	0,078
	Fonds26	-0,029	-0,011	-0,056	-0,021	-0,109	-0,040
	Fonds50	-0,009	0,004	-0,018	0,007	-0,037	0,014

Tabelle 6.6: Klassische versus anlagestilorientierte Performancemessung
– ein Überblick

portefeuilles Fonds24, Fonds26 und Fonds50. Es zeigt sich, daß die anlagestilorientierte Performancemessung im Gesamtzeitraum Z0 im Durchschnitt zu größeren Performancewerten als die klassische Performancemessung führt: die Stil-Alphas für den

³²Vgl. Kapitel 5.3.2.

Fonds24, Fonds26 und Fonds50 sind z. B. um 0,021, 0,025 bzw. 0,024 % p. M. größer als die Jensen-Alphas. Auch die einfachen und modifizierten Appraisal-Ratios steigen im Vergleich zur klassischen Performancemessung an. Die modifizierte Appraisal-Ratio des Fonds50 im Zeitraum Z0 steigt z. B. um 0,065. In der Interpretation als Portfeuilleanteil³³ bedeutet dies, daß bei Gültigkeit des Bewertungsmodells FFa 6,5 % des Vermögens mehr in das Fondsportefeuille anzulegen sind als es nach den Ergebnissen der klassischen Performancemessung den Anschein hat.

Auch in den Teilzeiträumen Z1 und Z2 weichen die Ergebnisse der anlagestilorientierten Performancemessung von denen der klassischen Performancemessung ab. Im Zeitraum Z1 ergeben sich tendenziell leicht negativere Performancewerte, in Z2 etwas höhere Werte im Vergleich zur klassischen Performancemessung. Abbildung 6.10 gibt die Häufigkeitsverteilung der Stil-Alphas für Untersuchungszeitraum Z2 an.

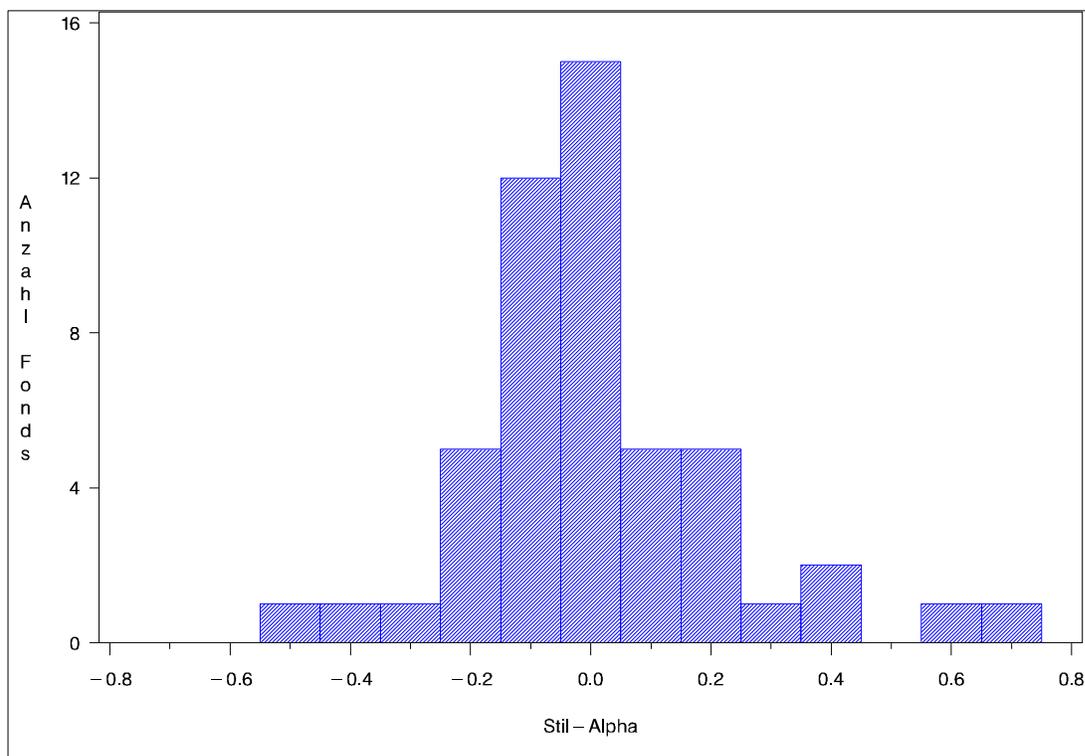


Abbildung 6.10: Häufigkeitsverteilung der Stil-Alphas auf der Basis von Bewertungsmodell FFa (Zeitraum Z2)

³³Vgl. Kapitel 3.4.

Die Unterschiede zwischen den Ergebnissen der klassischen und anlagestilorientierten Performancemessung lassen sich vor dem Hintergrund der in den vorigen Kapiteln durchgeführten Stilanalysen erklären. Aus Tabelle 6.2 geht hervor, daß deutsche Fonds im Durchschnitt – gemessen am Fondsportefeuille Fonds50 – keinen vom Markt abweichenden Value- bzw. Growth-Anlagestil, aber einen in Richtung kleiner Unternehmen abweichenden Größe-Anlagestil verfolgt haben. Dementsprechend setzt sich das im Rahmen der anlagestilorientierten Performancemessung für den Fonds50 verwendete Benchmarkportefeuille im Vergleich zum CDAX mehr aus Aktien kleiner Unternehmen und weniger aus Aktien großer Unternehmen zusammen. Da Aktien großer Unternehmen im Zeitraum Z0 im Durchschnitt eine höhere Monatsrendite als Aktien kleiner Unternehmen erzielt haben,³⁴ weist dieses Benchmarkportefeuille eine geringere durchschnittliche Rendite als das Benchmarkportefeuille der klassischen Performancemessung auf. Folglich ergibt sich über die anlagestilorientierte Performancemessung ein höheres Alpha als über die klassische Performancemessung. Gilt Bewertungsmodell FFa, überschätzt die klassische Performancemessung durch die Vernachlässigung des Risikomerkmals „Größe“ das systematische Risiko des Fonds und verwendet einen Benchmark mit zu hohem Risiko bzw. zu hoher Risikoprämie.

Die Orientierung an den Fondsportefeuilles unterschätzt die Konsequenzen des Übergangs von der klassischen zur anlagestilorientierten Performancemessung, da sich durch die Portefeuillebetrachtung die Auswirkungen gegensätzlicher Anlagestile einzelner Investmentfonds tendenziell neutralisieren. Um zu verdeutlichen, wie stark die Konsequenzen der anlagestilorientierten Performancemessung für einzelne Fonds sein können, gibt Tabelle 6.7 Jensen-Maße und Appraisal-Ratios nach anlagestilorientierter und nach klassischer Performancemessung für alle Investmentfonds an. Es werden die Ergebnisse für Zeitraum Z2 dargestellt, da für diesen Zeitraum eine größere Fondsstichprobe vorliegt.³⁵ Es zeigt sich, daß die anlagestilorientierte Performancemessung für einige Fonds zu einer Einschätzung der Performance führt, die stark von der der klassischen Performancemessung abweicht. So steigt z.B. das Alpha für den BIL Deutsche Spezialwerte Fonds um 0,49 % p.M., für den Oppenheim Spezialwerte um 0,46 % p.M. und für den DIT-Spezial um 0,39 % p.M. Für den MAT Deutschland Fonds sinkt das

³⁴Der Mittelwert der monatlichen Überschubrenditen des Stilindizes DMEKMLNC beträgt für Z0 z. B. 0,47 % p.M. Vgl. Tabelle 5.12.

³⁵Auch im folgenden werden die Sensitivitätsanalysen zu den einzelnen Fonds immer am Beispiel des Untersuchungszeitraumes Z2 dargestellt.

Fonds	Performancewerte				Ränge	
	\hat{J}_{PI}	$\hat{J}S_{PZ}$	\hat{A}_{PI}	$\hat{A}S_{PZ}$	\hat{A}_{PI}	$\hat{A}S_{PZ}$
AC Deutschland	0,054	0,043	0,065	0,051	17	15
AC Welt	0,109	0,157	0,126	0,180	12	9
Adifonds	-0,001	-0,067	-0,001	-0,088	26	33
Alte Leipz. A	-0,060	-0,141	-0,087	-0,213	38	42
Aufhäuser-U. I	-0,096	-0,198	-0,115	-0,252	39	46
BB-Dt.-Invest	-0,019	-0,107	-0,027	-0,177	30	40
BIL Dt. Spez.	-0,549*	-0,062	-0,310	-0,050	49	30
Bethm. Taunus	0,155	0,211	0,138	0,192	10	8
BfG Invest Akt.	-0,093	-0,105	-0,145	-0,160	42	38
Concentra	-0,007	-0,074	-0,011	-0,136	28	36
DIT-Fonds Vermög.	0,058	0,098	0,073	0,124	16	11
DIT-Spezial	-0,425	-0,035	-0,192	-0,022	45	29
DIT-Wachstums	0,000	-0,017	0,000	-0,019	25	28
DVG-Select	0,127	0,046	0,121	0,044	13	16
DWS Bayern	0,397	0,403	0,257	0,282	4	5
DekaFonds	-0,022	-0,047	-0,026	-0,056	29	31
Dt. Berenb. U.	0,032	-0,002	0,033	-0,002	20	23
E&G Privat. MK	-0,094	0,059	-0,061	0,039	34	19
Elfoaktiv	-0,246**	-0,298**	-0,324	-0,391	50	49
FT Ff.-Effekt	0,051	0,016	0,100	0,032	15	21
Ff. Spar. Deka	-0,074	-0,129	-0,086	-0,155	37	37
Fondak	-0,078	-0,138	-0,126	-0,224	40	43
GT Dt. Aktien	-0,178	-0,205	-0,218	-0,249	47	45
HANSAeffekt	-0,024	-0,073	-0,029	-0,090	32	34
HMT-Proinvest	-0,072	-0,225*	-0,077	-0,290	36	47
HYPO-INVEST	0,019	-0,083	0,025	-0,116	23	35
Hauck-Main I	0,022	-0,060	0,025	-0,072	22	32
Helvetia Akt. FT	-0,025	0,085	-0,027	0,098	31	14
Investa	0,102	0,024	0,141	0,034	9	20
Köln-Akt. Deka	-0,003	-0,014	-0,005	-0,018	27	27
MAT Dt. Fonds	-0,269	-0,528**	-0,191	-0,420	44	50
MK Alfakapital	0,024	-0,008	0,031	-0,011	21	26
MMWI-Progress	0,199	0,229	0,201	0,231	5	7
Metallb. Akt. DWS	0,166	0,192	0,110	0,126	14	10
NB-Portf.-FT	0,208**	0,212*	0,310	0,316	3	4
Nürnb. ADIG A	0,148	0,121	0,130	0,105	11	13
OP DA	-0,437*	-0,241	-0,281	-0,163	48	39
OP Privat	0,031	0,038	0,035	0,042	19	17
OP Spezialwerte	-0,104	0,356	-0,049	0,238	33	6
PEH-Univ.-F. I	0,268	0,577**	0,189	0,485	7	2
Plusfonds	0,045	0,021	0,041	0,020	18	22
Privatfonds	0,022	-0,010	0,020	-0,008	24	24
Provesta	0,442**	0,687**	0,311	0,609	2	1
Ring-Akt. DWS	0,326**	0,300**	0,394	0,363	1	3
SMH-Special-I	-0,234	-0,362**	-0,207	-0,333	46	48
Thesaurus	-0,097	-0,136	-0,170	-0,237	43	44
Trinkaus Cap.	0,176	0,043	0,157	0,041	8	18
UniFonds	-0,064	-0,166	-0,077	-0,208	35	41
Univ.-Effekt	-0,271	-0,016	-0,144	-0,009	41	25
Zürich Invest Akt.	0,180	0,101	0,193	0,109	6	12
Mittelwert	-0,004	0,009	0,005	-0,008		
Standardabweichung	0,194	0,216	0,160	0,211		
Fonds24	0,013	0,019	0,026	0,039		
Fonds26	-0,029	-0,011	-0,056	-0,021		
Fonds50	-0,009	0,004	-0,018	0,007		

Tabelle 6.7: Klassische versus anlagestilorientierte Performancemessung (Zeitraum Z2)

Alpha dagegen um 0,259 % p.M. Im Durchschnitt beträgt die absolute Änderung der Alphas 0,100 % p.M. Für die Appraisal-Ratios ergeben sich ähnlich große Änderungen

der Performancewerte durch den Übergang von der klassischen zur anlagestilorientierten Performancemessung: die durchschnittliche absolute Änderung für die einfachen Appraisal-Ratios beträgt 0,094 und für die (nicht in der Tabelle angegebenen) modifizierten Appraisal-Ratios 0,101.

Am Beispiel des DIT-Spezial soll der Unterschied zwischen Jensen-Maß und Stil-Alpha weiter analysiert werden. Wie schon in Abbildung 6.3 zu erkennen ist, verfolgt der DIT-Spezial einen ausgeprägten Growth-Anlagestil sowie einen negativen Größe-Anlagestil. Im Regressionsmodell (4.15) ergeben sich für den DIT-Spezial im Zeitraum Z2 geschätzte Regressionskoeffizienten gegenüber dem Basisfaktor, dem Buch-Marktwert-Verhältnis-Stilindex und dem Größe-Stilindex in Höhe von 0,845, $-0,011$ bzw. $-0,439$. Das Benchmarkportefeuille im Rahmen der anlagestilorientierten Performancemessung besteht zu 84,5 % aus dem Faktorportefeuille zum Basisfaktor und zu 15,5 % aus risikoloser Geldanlage sowie aus sich selbst finanzierenden Stilportefeuilles im Volumen von 1,1 % und 43,9 % des Vermögens. Das geschätzte Stil-Alpha des DIT-Spezial ergibt sich als Differenz der durchschnittlichen Fondsrendite und der durchschnittlichen Rendite des Benchmarkportefeuilles. Im Zeitraum Z2 betragen die durchschnittlichen Renditen des Basisfaktors, des Stilindex zum Buch-Marktwert-Verhältnis und des Größe-Stilindex 0,802, $-0,111$ und 1,176 % p.M. Folglich berechnet sich das Stil-Alpha als

$$\begin{aligned}\hat{J}S_{PZ} &= 0,128 - [0,845 \cdot 0,802 + (-0,011) \cdot (-0,111) + (-0,439) \cdot 1,176] \\ &\approx -0,035.\end{aligned}$$

Da der Basisfaktor über eine Orthogonalisierung des CDAX auf die Stilindizes konstruiert wird, läßt sich das Stil-Alpha alternativ anhand der Ergebnisse der im Rahmen der Stilanalysen durchgeführten Regressionen (4.15) der Fondsüberschußrenditen auf die Überschußrenditen des (unbereinigten) CDAX und der beiden Stilindizes verdeutlichen. Die geschätzten Regressionskoeffizienten gegenüber den Stilindizes belaufen sich für den DIT-Spezial im Zeitraum Z2 auf $-0,350$ und $-0,403$, der geschätzte Regressionskoeffizient gegenüber dem CDAX beträgt 0,845. Entsprechend ergibt sich das Stil-Alpha alternativ zu der obigen Darstellung als

$$\begin{aligned}\hat{J}S_{PZ} &= \bar{r}_P - [\hat{\beta}_{PI}^A \bar{r}_I + \hat{\beta}_{P(1)}^A \bar{r}_{(1)} + \hat{\beta}_{P(2)}^A \bar{r}_{(2)}] \\ &= 0,128 - [0,845 \cdot 0,707 + (-0,350) \cdot (-0,111) + (-0,403) \cdot 1,176] \\ &\approx -0,035,\end{aligned}$$

mit $\hat{\beta}_{PI}^A$, $\hat{\beta}_{P(1)}^A$ und $\hat{\beta}_{P(2)}^A$ als geschätzten Sensitivitäten aus den Stilanalyse-Regressionen sowie \bar{r}_I , $\bar{r}_{(1)}$ und $\bar{r}_{(2)}$ als durchschnittlichen Überschußrenditen des CDAX bzw. der Stilindizes. In dieser Formulierung wird deutlich, daß Unterschiede in den Alphas nach anlagestilorientierter und klassischer Performancemessung insbesondere dann auftreten, wenn der Fonds einen vom Markt abweichenden bewertungsrelevanten Anlagestil verfolgt. Da sich das klassische Jensen-Maß als $\hat{J}_{PI} = \bar{r}_P - \hat{\beta}_{PI} \bar{r}_I$ berechnet, folgt für den Unterschied zwischen Stil-Alpha und klassischem Jensen-Maß

$$\hat{J}_{SZ} - \hat{J}_{PI} = (\hat{\beta}_{PI} - \hat{\beta}_{PI}^A) \bar{r}_I - \hat{\beta}_{P(1)}^A \bar{r}_{(1)} - \hat{\beta}_{P(2)}^A \bar{r}_{(2)}.$$

Unterstellt man vereinfachend, daß die Stilindizes jeweils unkorreliert mit dem CDAX sind, ist der erste Summand gleich null, und der Unterschied zwischen Jensen-Alpha und Stil-Alpha hängt ausschließlich von der Abweichung des Anlagestils des Fonds vom Markt (d. h. von $\hat{\beta}_{P(1)}^A$ und $\hat{\beta}_{P(2)}^A$) sowie von der durchschnittlichen Überschußrendite der Stilindizes ab. Da sich im Untersuchungszeitraum Z2 die durchschnittliche Überschußrendite des Größe-Stilindex auf ein Zehnfaches der durchschnittlichen Überschußrendite des Stilindex zum Buch-Marktwert-Verhältnis beläuft, hängen die Unterschiede zwischen klassischer und anlagestilorientierter Performancemessung in Tabelle 6.7 vor allem davon ab, wie stark die Größe-Anlagestile der Fonds vom Marktstil abweichen. Die insbesondere für Spezialwerte-Fonds zu beobachtenden Unterschiede zwischen Stil- und Jensen-Alphas lassen sich demnach durch die – im Vergleich zum Markt – höhere Gewichtung von Aktien kleiner Unternehmen in diesen Fonds erklären. Da sich die Größe-Anlagestile der Fonds untereinander stark unterscheiden, hat der Übergang von der klassischen zur anlagestilorientierten Performancemessung starke Auswirkungen auf die Rangfolge der Investmentfonds: auf der Basis der einfachen Appraisal-Ratios steigt z. B. der DIT-Spezial vom 45. auf den 29. Rang, der Oppenheim Spezialwerte vom 33. auf den 6. Rang und der BIL Deutscher Spezialwerte Fonds vom 49. auf den 30. Rang. Der MAT Deutschland Fonds, der einen positiven Größe-Stil verfolgt, sinkt dagegen vom 44. auf den 50. Rang. Der Rangkorrelationskoeffizient zwischen der klassischen Appraisal-Ratio und der Stil-Appraisal-Ratio beläuft sich mit 0,836 zwar auf einen scheinbar hohen Wert; der durchschnittliche Betrag der Rangänderungen auf der Basis der einfachen Appraisal-Ratios beträgt jedoch 6,0. Im Zusammenhang mit den aufgezeigten hohen Rangänderungen für einzelne Fonds muß also von einer starken Reaktion der Rangfolge auf den Wechsel von klassischer zu

anlagestilorientierter Performancemessung gesprochen werden.

Weitere Analysen betrachten den Einfluß der Konstruktionsweise der Stilindizes auf die Ergebnisse der Performancemessung. Die Tabellen 6.8 und 6.9 behandeln diese Fragestellung. Die erste Tabelle beinhaltet eine Durchschnittsbetrachtung für die drei Untersuchungszeiträume; es wird dargestellt, wie das Niveau der Performancewerte –

Zeitraum	Fonds	Jensen-Maße			Appraisal-Ratios			Modifizierte Appraisal-Ratios		
		A	C	K	A	C	K	A	C	K
Z0	Fonds24	0,039	0,032	0,021	0,068	0,053	0,034	0,117	0,088	0,057
	Fonds26	-0,052	-0,048	-0,062	-0,089	-0,077	-0,102	-0,153	-0,125	-0,165
	Fonds50	0,000	-0,001	-0,014	0,001	-0,002	-0,024	0,001	-0,004	-0,042
Z1	Fonds24	-0,047	-0,046	-0,090	-0,076	-0,072	-0,139	-0,123	-0,113	-0,215
	Fonds50	-0,091	-0,082	-0,122	-0,154	-0,132	-0,195	-0,260	-0,215	-0,312
Z2	Fonds24	0,044	0,019	0,044	0,091	0,039	0,089	0,187	0,078	0,179
	Fonds26	0,003	-0,011	0,015	0,007	-0,021	0,029	0,013	-0,040	0,056
	Fonds50	0,023	0,004	0,029	0,048	0,007	0,059	0,103	0,014	0,120

Tabelle 6.8: Sensitivitätsanalyse zum Einfluß der Konstruktionsweise der Stilindizes – ein Überblick (Bewertungsmodell FFa)

gegeben das Bewertungsmodell FFa – auf den Wechsel der Stilindexversionen A, C und K reagiert. Es zeigt sich, daß auch die Konstruktionsweise der Indizes einen erheblichen Einfluß auf das Niveau der Performancewerte hat. Im Vergleich mit Tabelle 6.6 wird deutlich, daß die Wahl unterschiedlicher Stilindexversionen nicht systematisch zu kleineren Änderungen der durchschnittlichen Performancewerte führt als der Übergang von klassischer zu anlagestilorientierter Performancemessung. Gleichwohl bleiben die grundsätzlichen Ergebnisse unabhängig von der Wahl der Stilindexversion bestehen: die Jensen-Maße des Fonds24 im Zeitraum Z0 sind jeweils leicht positiv, die des Fonds50 neutral bis leicht negativ. Im Zeitraum Z1 ergeben sich negative Performancewerte, in Z2 eher positive Werte.

Tabelle 6.9 betrachtet den Einfluß der Wahl der Stilindexversion auf die Ergebnisse der Performancemessung für die einzelnen Fonds am Beispiel von Untersuchungszeitraum Z2. Es zeigt sich, daß die Unterschiede in den Stil-Alphas für die drei Indexversionen im Durchschnitt geringer sind als die Unterschiede für die Alphas aus klassischer und anlagestilorientierter Performancemessung: die durchschnittliche absolute Differenz zwischen den Stil-Alphas auf Basis der Stilindexversionen A und C beträgt 0,026 % p. M. Für A und K ergibt sich ein Wert von 0,020 % p. M. und für C und K ein Wert von 0,027 % p. M. Auch die durchschnittlichen absoluten Abweichungen zwischen den Appraisal-Ratios sind für alle Paare der Stilindexversionen jeweils geringer als 0,031;

Fonds	Jensen-Maße			Appraisal-Ratios					
	Performancewerte			Performancewerte			Ränge		
	A	C	K	A	C	K	A	C	K
AC Deutschland	0,081	0,043	0,090	0,101	0,051	0,106	15	15	15
AC Welt	0,159	0,157	0,186	0,193	0,180	0,219	8	9	8
Adifonds	-0,034	-0,067	-0,040	-0,045	-0,088	-0,051	32	33	32
Alte Leipz. A	-0,118	-0,141	-0,112	-0,180	-0,213	-0,166	41	42	41
Aufhäuser-U. I	-0,170	-0,198	-0,142	-0,226	-0,252	-0,173	46	46	43
BB-Dt.-Invest	-0,115	-0,107	-0,085	-0,199	-0,177	-0,135	43	40	39
BIL Dt. Spez.	-0,065	-0,062	-0,078	-0,056	-0,050	-0,061	33	30	33
Bethm. Taunus	0,172	0,211	0,211	0,154	0,192	0,190	9	8	9
BfG Invest Akt.	-0,080	-0,105	-0,077	-0,123	-0,160	-0,118	36	38	38
Concentra	-0,069	-0,074	-0,060	-0,131	-0,136	-0,105	37	36	36
DIT-Fonds Vermög.	0,111	0,098	0,116	0,141	0,124	0,148	10	11	12
DIT-Spezial	0,032	-0,035	0,016	0,019	-0,022	0,010	23	29	26
DIT-Wachstums	0,008	-0,017	0,002	0,009	-0,019	0,002	25	28	28
DVG-Select	0,075	0,046	0,054	0,072	0,044	0,052	18	16	21
DWS Bayern	0,481	0,403	0,418	0,323	0,282	0,287	5	5	5
DekaFonds	-0,033	-0,047	-0,006	-0,043	-0,056	-0,008	31	31	29
Dt. Berenb. U.	0,014	-0,002	0,025	0,014	-0,002	0,026	24	23	25
E&G Privat. MK	0,050	0,059	0,104	0,034	0,039	0,070	22	19	17
Elfoaktiv	-0,258	-0,298	-0,280	-0,332	-0,391	-0,363	49	49	49
FT Ff.-Effekt	0,033	0,016	0,031	0,066	0,032	0,061	19	21	20
Ff. Spar. Deka	-0,115	-0,129	-0,089	-0,162	-0,155	-0,107	40	37	37
Fondak	-0,119	-0,138	-0,116	-0,194	-0,224	-0,184	42	43	44
GT Dt. Aktien	-0,184	-0,205	-0,194	-0,222	-0,249	-0,235	45	45	47
HANSAeffekt	-0,078	-0,073	-0,059	-0,096	-0,090	-0,072	35	34	34
HMT-Proinvest	-0,202	-0,225	-0,178	-0,280	-0,290	-0,221	47	47	45
HYPO-INVEST	-0,056	-0,083	-0,057	-0,078	-0,116	-0,079	34	35	35
Hauck-Main I	-0,019	-0,060	-0,036	-0,022	-0,072	-0,042	30	32	31
Helvetia Akt. FT	0,091	0,085	0,105	0,109	0,098	0,124	14	14	14
Investa	0,042	0,024	0,034	0,059	0,034	0,048	20	20	22
Köln-Akt. Deka	-0,007	-0,014	0,027	-0,012	-0,018	0,037	29	27	23
MAT Dt. Fonds	-0,450	-0,528	-0,509	-0,342	-0,420	-0,399	50	50	50
MK Alfakapital	0,000	-0,008	0,022	0,000	-0,011	0,028	26	26	24
MMWI-Progress	0,198	0,229	0,251	0,211	0,231	0,264	7	7	7
Metallb. Akt. DWS	0,212	0,192	0,244	0,139	0,126	0,162	11	10	10
NB-Portf.-FT	0,244	0,212	0,243	0,372	0,316	0,361	4	4	4
Nürnb. ADIG A	0,137	0,121	0,172	0,124	0,105	0,151	13	13	11
OP DA	-0,223	-0,241	-0,251	-0,156	-0,163	-0,170	39	39	42
OP Privat	0,073	0,038	0,083	0,085	0,042	0,093	17	17	16
OP Spezialwerte	0,381	0,356	0,382	0,252	0,238	0,268	6	6	6
PEH-Univ.-F. I	0,518	0,577	0,571	0,446	0,485	0,483	2	2	2
Plusfonds	0,105	0,021	0,073	0,095	0,020	0,068	16	22	18
Privatfonds	-0,002	-0,010	0,007	-0,002	-0,008	0,006	27	24	27
Provesta	0,722	0,687	0,708	0,640	0,609	0,613	1	1	1
Ring-Akt. DWS	0,347	0,300	0,335	0,412	0,363	0,396	3	3	3
SMH-Special-I	-0,311	-0,362	-0,319	-0,290	-0,333	-0,294	48	48	48
Thesaurus	-0,125	-0,136	-0,130	-0,215	-0,237	-0,226	44	44	46
Trinkaus Cap.	0,043	0,043	0,067	0,044	0,041	0,063	21	18	19
UniFonds	-0,109	-0,166	-0,127	-0,135	-0,208	-0,153	38	41	40
Univ.-Effekt	-0,014	-0,016	-0,039	-0,008	-0,009	-0,022	28	25	30
Zürich Invest Akt.	0,117	0,101	0,133	0,126	0,109	0,141	12	12	13
Mittelwert	0,030	0,009	0,035	0,014	-0,008	0,022			
Standardabweichung	0,210	0,216	0,215	0,206	0,211	0,206			
Fonds24	0,044	0,019	0,044	0,091	0,039	0,089			
Fonds26	0,003	-0,011	0,015	0,007	-0,021	0,029			
Fonds50	0,023	0,004	0,029	0,048	0,007	0,059			

Tabelle 6.9: Sensitivitätsanalyse zum Einfluß der Konstruktionsweise der Stilindizes (Zeitraum Z2, Bewertungsmodell FFa)

alle Fonds werden ähnlich durch den Wechsel der Stilindexversion betroffen. Die Rangfolge der Fonds ist folglich relativ unabhängig davon, welche Stilindexversion gewählt wird: 43 von 50 Fonds weisen eine Spannweite von drei oder weniger Rängen auf, und für 21 der 50 Fonds unterscheiden sich die auf Basis der drei Stilindexkombinationen zugewiesenen Ränge überhaupt nicht oder nur um einen Rang. Die durchschnittlichen absoluten Rangdifferenzen liegen für A und C bei 1,20, für A und K bei 1,40 und für C und K bei 1,28. Die Korrelationskoeffizienten und auch die Rangkorrelationskoeffizienten für die Appraisal-Ratios sind für alle drei Paare der Stilindexversion jeweils größer als 0,99. Sämtliche Zahlen sprechen für einen geringen Einfluß der Konstruktionsweise der Stilindizes auf die Rangfolge der Fonds im Rahmen der anlagestilorientierten Performancemessung.

Die Ergebnisse der Sensitivitätsanalysen zur anlagestilorientierten Performancemessung auf der Basis des Bewertungsmodells FFa für den Zeitraum Z2 lassen sich wie folgt zusammenfassen: Fonds, die im Untersuchungszeitraum im Vergleich zum Markt stärker in Aktien großer Unternehmen investiert waren, werden tendenziell kleinere Alphas als über die klassische Performancemessung zugewiesen. Fonds, die stärker in Aktien kleiner Unternehmen investiert waren, werden größere Alphas zugewiesen. Da die Fonds im Durchschnitt – im Vergleich zur Struktur des CDAX – höhere Portefeuilleanteile in Aktien kleiner Unternehmen angelegt haben, sind die Stil-Alphas im Durchschnitt größer als die Jensen-Alphas. Die Rangfolge der Fonds ändert sich durch den Übergang von der klassischen zur anlagestilorientierten Performancemessung erheblich. Dieser Effekt ergibt sich hauptsächlich durch die unterschiedlichen Größe-Anlagestile der Fonds. Die Konstruktionsweise der Stilindizes hat nur einen geringen Einfluß auf die Rangfolge der Fonds; im Vergleich dazu hängt das Niveau der ausgewiesenen Performanbewertung stark von der Wahl der Stilindexversion ab.

6.3.2.2 Performancemaße auf der Basis anderer fundamentaler Anlagestile

In den empirischen Analysen im fünften Kapitel sind für alle Untersuchungszeiträume Bewertungsmodelle auf der Basis von Fama/MacBeth-Regressionen und Kovarianzanalysen geschätzt worden. Im folgenden wird untersucht, wie stark sich die Ergebnisse der anlagestilorientierten Performancemessung für diese alternativen Bewertungsmodelle unterscheiden. Aufgrund der Größe der Fondsstichprobe werden beispielhaft die Untersuchungen für den Zeitraum Z2 dargestellt.

Für den Zeitraum Z2 ist über Fama/MacBeth-Regressionen das Bewertungsmodell FM2 ermittelt worden.³⁶ Die bewertungsrelevanten Größen dieses Modells sind die Cash flow-Wachstumsrate (CF1WR), die Unternehmensgröße (MEKMLN), die Umschlaghäufigkeit der Vorräte (UMSVOR) sowie verschiedene Dummy-Variablen. Das über das Verfahren der Kovarianzanalyse für Zeitraum Z2 ermittelte Bewertungsmodell Kov2 enthält dagegen die Größen Gewinn-Kurs-Verhältnis (E1P), Buch-Marktwert-Verhältnis (EKMEK), Unternehmensgröße (MEKMLN), Umschlaghäufigkeit der Vorräte (UMSVOR) sowie verschiedene Dummies.³⁷ Des Weiteren geht das in Anlehnung an die Literatur gebildete Bewertungsmodell FFa mit den bewertungsrelevanten Größen Buch-Marktwert-Verhältnis (EKMEK) und Unternehmensgröße (MEKMLN) in die Untersuchung ein. Alle Bewertungsmodelle enthalten den Basisfaktor (BASIS). Die Bewertungsmodelle werden jeweils durch ein statistisches Modell operationalisiert, wobei Stilindizes der Version C als Proxies für die Risikofaktoren dienen. Tabelle 6.10 gibt die in die jeweiligen statistischen Modelle eingehenden Stilindizes an.³⁸

Modell	Indizes
FFa	BASIS, DEKMEKC, DMEKMLNC
FM2	BASIS, DCF1WRC, DMEKMLNC, DUMSVORC
Kov2	BASIS, DE1PC, DEKMEKC, DMEKMLNC, DUMSVORC

Tabelle 6.10: Bewertungsmodelle und zugehörige Indizes (Zeitraum Z2)

Für alle Modelle werden jeweils Stil-Alphas und Stil-Appraisal-Ratios entsprechend (4.15) ermittelt; Tabelle 6.11 enthält die entsprechenden Performancewerte und Ränge. Die grundlegenden Ergebnisse unterscheiden sich für die alternativen Bewertungsmodelle nicht wesentlich. Die Stil-Alphas des Fonds24 sind für alle Modelle positiv; die des Fonds50 sind ebenfalls positiv, aber im Mittel um 0,017 % p.M. niedriger. Die Spannweiten zwischen den Stil-Alphas für die alternativen Modelle sind nicht hoch; sie belaufen sich für den Fonds24, Fonds26 und Fonds50 auf 0,029, 0,036 bzw. 0,032 % p.M. Insbesondere die Ergebnisse für die Modelle FFa und FM2 sind sehr ähnlich.

Es ist festzustellen, daß sich die Ergebnisse der anlagestilorientierten Performance-messung für die drei untersuchten Bewertungsmodelle weniger unterscheiden als die

³⁶Vgl. Kapitel 5.3.2.

³⁷Vgl. Kapitel 5.3.3.

³⁸Stilindizes zu den Dummy-Variablen werden nicht berücksichtigt. Sensitivitätsanalysen zeigen, daß dies für die grundsätzlichen Ergebnisse keine wesentliche Rolle spielt.

Fonds	Stil-Alphas			Appraisal-Ratios					
	Performancewerte			Performancewerte			Ränge		
	FFa	FM2	Kov2	FFa	FM2	Kov2	FFa	FM2	Kov2
AC Deutschland	0,043	0,016	0,077	0,051	0,021	0,104	15	20	16
AC Welt	0,157	0,127	0,171	0,180	0,149	0,201	9	9	6
Adifonds	-0,067	-0,071	-0,005	-0,088	-0,096	-0,008	33	32	27
Alte Leipz. A	-0,141	-0,153	-0,119	-0,213	-0,232	-0,180	42	44	44
Aufhäuser-U. I	-0,198	-0,236	-0,208	-0,252	-0,338	-0,290	46	46	46
BB-Dt.-Invest	-0,107	-0,136	-0,090	-0,177	-0,208	-0,149	40	40	42
BIL Dt. Spez.	-0,062	-0,029	-0,046	-0,050	-0,024	-0,038	30	27	31
Bethm. Taunus	0,211	0,176	0,202	0,192	0,158	0,181	8	8	7
BfG Invest Akt.	-0,105	-0,114	-0,079	-0,160	-0,180	-0,125	38	38	37
Concentra	-0,074	-0,078	-0,052	-0,136	-0,140	-0,093	36	35	36
DIT-Fonds Vermög.	0,098	0,107	0,112	0,124	0,133	0,139	11	10	10
DIT-Spezial	-0,035	0,035	-0,030	-0,022	0,019	-0,019	29	21	29
DIT-Wachstums	-0,017	-0,013	0,071	-0,019	-0,014	0,082	28	26	21
DVG-Select	0,046	0,027	0,127	0,044	0,026	0,127	16	17	11
DWS Bayern	0,403	0,501	0,160	0,282	0,332	0,109	5	4	15
DekaFonds	-0,047	-0,078	-0,040	-0,056	-0,096	-0,049	31	33	32
Dt. Berenb. U.	-0,002	-0,033	0,085	-0,002	-0,033	0,095	23	28	18
E&G Privat. MK	0,059	0,073	0,117	0,039	0,048	0,077	19	15	23
Elfoaktiv	-0,298	-0,286	-0,231	-0,391	-0,374	-0,310	49	49	48
FT Ff.-Effekt	0,016	0,006	0,041	0,032	0,012	0,083	21	24	20
Ff. Spar. Deka	-0,129	-0,167	-0,118	-0,155	-0,202	-0,147	37	39	41
Fondak	-0,138	-0,137	-0,080	-0,224	-0,227	-0,135	43	43	38
GT Dt. Aktien	-0,205	-0,218	-0,213	-0,249	-0,261	-0,252	45	45	45
HANSAeffekt	-0,073	-0,082	-0,021	-0,090	-0,112	-0,027	34	34	30
HMT-Proinvest	-0,225	-0,270	-0,230	-0,290	-0,343	-0,305	47	47	47
HYPO-INVEST	-0,083	-0,105	-0,060	-0,116	-0,149	-0,086	35	36	34
Hauck-Main I	-0,060	-0,033	0,018	-0,072	-0,038	0,022	32	29	26
Helvetia Akt. FT	0,085	0,084	0,100	0,098	0,096	0,112	14	13	14
Investa	0,024	0,017	0,101	0,034	0,024	0,152	20	18	9
Köln-Akt. Deka	-0,014	-0,048	-0,054	-0,018	-0,067	-0,075	27	31	33
MAT Dt. Fonds	-0,528	-0,534	-0,393	-0,420	-0,436	-0,342	50	50	50
MK Alfakapital	-0,008	-0,034	-0,009	-0,011	-0,043	-0,011	26	30	28
MMWI-Progress	0,229	0,200	0,168	0,231	0,198	0,169	7	7	8
Metallb. Akt. DWS	0,192	0,184	0,178	0,126	0,123	0,117	10	11	13
NB-Portf.-FT	0,212	0,213	0,195	0,316	0,324	0,291	4	5	4
Nürnb. ADIG A	0,121	0,084	0,103	0,105	0,079	0,093	13	14	19
OP DA	-0,241	-0,256	-0,216	-0,163	-0,174	-0,146	39	37	40
OP Privat	0,038	0,014	0,079	0,042	0,016	0,098	17	23	17
OP Spezialwerte	0,356	0,380	0,397	0,238	0,234	0,275	6	6	5
PEH-Univ.-F. I	0,577	0,566	0,510	0,485	0,463	0,429	2	2	3
Plusfonds	0,021	0,030	0,055	0,020	0,027	0,055	22	16	25
Privatfonds	-0,010	-0,010	0,090	-0,008	-0,009	0,081	24	25	22
Provesta	0,687	0,724	0,760	0,609	0,584	0,676	1	1	1
Ring-Akt. DWS	0,300	0,290	0,341	0,363	0,365	0,462	3	3	2
SMH-Special-I	-0,362	-0,392	-0,353	-0,333	-0,364	-0,324	48	48	49
Thesaurus	-0,136	-0,126	-0,075	-0,237	-0,218	-0,136	44	41	39
Trinkaus Cap.	0,043	0,019	0,065	0,041	0,018	0,060	18	22	24
UniFonds	-0,166	-0,174	-0,113	-0,208	-0,221	-0,151	41	42	43
Univ.-Effekt	-0,016	0,040	-0,146	-0,009	0,023	-0,089	25	19	35
Zürich Invest Akt.	0,101	0,090	0,118	0,109	0,096	0,126	12	12	12
Mittelwert	0,009	0,004	0,029	-0,008	-0,021	0,019			
Standardabweichung	0,216	0,225	0,203	0,211	0,216	0,204			
Fonds24	0,019	0,020	0,048	0,039	0,041	0,099			
Fonds26	-0,011	-0,025	0,010	-0,021	-0,050	0,021			
Fonds50	0,004	-0,003	0,029	0,007	-0,006	0,060			

Tabelle 6.11: Sensitivitätsanalyse zum Einfluß des unterstellten Bewertungsmodells (Zeitraum Z2)

Ergebnisse der klassischen Performancemessung und der anlagestilorientierten Performancemessung auf der Basis von Modell FFa.³⁹ Die durchschnittliche absolute Differenz zwischen den Stil-Alphas auf der Basis von FFa und FM2 beträgt z. B. nur 0,022 % p. M. Für FFa/Kov2 und FM2/Kov2 ergeben sich entsprechende Werte in Höhe von 0,045 bzw. 0,054 % p. M. Der Vergleich der klassischen Performancemessung und der anlagestilorientierten Performancemessung führt dagegen zu erheblich höheren Werten; für die drei untersuchten Bewertungsmodelle liegen die durchschnittlichen absoluten Differenzen der Stil-Alphas und der Jensen-Alphas zwischen 0,094 und 0,114 % p. M. Wie die Ausführungen im vorhergehenden Kapitel gezeigt haben, werden die Unterschiede zwischen den Performancewerten nach klassischer und anlagestilorientierter Performancemessung vor allem durch die Berücksichtigung der Größe-Anlagestile der Fonds verursacht. Größe-Anlagestile sind einerseits die vorherrschenden Anlagestile deutscher Investmentfonds, und andererseits weist der Größe-Anlagestil im Untersuchungszeitraum die höchste durchschnittliche Überschußrendite auf.⁴⁰ Der – gemessen am Vergleich zwischen klassischer und anlagestilorientierter Performance – geringe Einfluß der Wahl des Bewertungsmodells ergibt sich maßgeblich dadurch, daß die Unternehmensgröße in alle drei Bewertungsmodelle eingeht. Der dominierende Anlagestil deutscher Investmentfonds wird so bei der Risikoadjustierung in allen drei Modellen auf die gleiche Art und Weise berücksichtigt. Aufgrund des Größe-Anlagestils der Fonds kommt es folglich zu keinen Unterschieden in der ausgewiesenen Performance.

Die Rangfolge der Fonds wird ebenfalls nicht stark durch die Wahl des Bewertungsmodells beeinflusst. Die Rangkorrelationskoeffizienten für die Appraisal-Ratios auf Basis der Bewertungsmodelle FFa/FM2, FFa/Kov2 und FM2/Kov2 betragen 0,983, 0,964 bzw. 0,948. Allerdings reagiert die Rangfolge erheblich stärker auf die Wahl des Bewertungsmodells als auf die im letzten Kapitel analysierte Wahl der Stilindexversion: 23 der 50 Fonds weisen z. B. eine Spannweite von vier oder mehr Rängen auf. Während sich die durchschnittlichen absoluten Rangdifferenzen zwischen Stil- und Jensen-Alphas für alle Paare von Bewertungsmodellen jeweils auf einen Wert von größer 6,0 belaufen, liegen die entsprechenden Werte für die Stil-Alphas zwischen 1,76 und 3,2.

³⁹Vgl. Tabelle 6.7.

⁴⁰Vgl. Tabelle C.2 im Anhang.

Die Ergebnisse der Sensitivitätsanalysen zum Einfluß der Wahl des Bewertungsmodells und der Konstruktionsweise der Stilindizes lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- Das Niveau der Performancewerte reagiert im Vergleich zu Lehmann/Modest (1987) geringfügig auf die Wahl des Bewertungsmodells. Tendenziell führt die Berücksichtigung des Anlagestils unabhängig vom unterstellten Bewertungsmodell dazu, daß die durchschnittlich ausgewiesene Performance im Vergleich zur klassischen Performancemessung steigt. Die Performancewerte der Fondsportefeuilles liegen jedoch alle nahe bei null und sind nicht signifikant. Dieses Ergebnis bedeutet, daß deutsche Fonds im Untersuchungszeitraum im Mittel – im Vergleich zum Markt – kleinere Sensitivitäten gegenüber Stilindizes mit positiven Risikoprämien bzw. größere Sensitivitäten gegenüber Stilindizes mit negativen Risikoprämien aufgewiesen haben.
- Die starken und systematischen Unterschiede zwischen Jensen- und Stil-Alphas sprechen dafür, daß der CDAX nicht in allen Perioden (ex ante) risikoeffizient ist. Diese Benchmark-Problematik wird durch die Verwendung eines mehrdimensionalen Benchmarks vermindert.
- Die Wahl des Bewertungsmodells hat einen geringeren Einfluß auf die Rangfolge der Appraisal-Ratios der Fonds als der Übergang von klassischer zu anlagestilorientierter Performancemessung.
- Für einige Fonds ergeben sich große Änderungen der Performancewerte in Abhängigkeit des unterstellten Bewertungsmodells. Diese Änderungen treten insbesondere für Fonds auf, die im Untersuchungszeitraum hohe Sensitivitäten gegenüber Stilindizes mit hohen durchschnittlichen Überschußrenditen aufgewiesen haben.
- Im Vergleich zum Einfluß des Bewertungsmodells ist der Einfluß der Konstruktionsweise der Stilindizes sehr gering. Dieses Ergebnis spricht dafür, einfache Indizes zu konzipieren bzw. nur wenig Ressourcen in die Entwicklung neuer Stilindizes zu investieren.

Kapitel 7

Zusammenfassung

Die vorliegende Arbeit befaßt sich mit den Zusammenhängen zwischen Anlagestilen und Performance von Investmentfonds. Im ersten Teil der Arbeit wird die Theorie der anlagestilorientierten Performancemessung dargestellt. Der zweite Teil führt eine umfangreiche empirische Untersuchung zu Anlagestilen und Performance deutscher Investmentfonds durch.

In den theoretischen Ausführungen wird ein finanzwirtschaftlicher Modellrahmen für die anlagestilorientierte Performancemessung entwickelt. Das systematische Risiko der Aktien ist zeitabhängig und ergibt sich als Funktion unternehmensspezifischer fundamentaler Merkmale. Diese Annahme ist vereinbar mit den Ergebnissen der empirischen Kapitalmarktforschung, nach denen sich die durchschnittlichen Renditen am Kapitalmarkt durch unternehmensspezifische Größen wie das Buch-Marktwert-Verhältnis und die Unternehmensgröße erklären lassen. Das Modell ist ebenfalls vereinbar mit dem CAPM und der APT. Unter den Annahmen des Modells führt die klassische Performancemessung tendenziell zu Fehlbeurteilungen der Informationsfähigkeiten der Fondsmanager und der Vorteilhaftigkeit der Fonds, da der verwendete Benchmark nicht in allen Perioden risikoeffizient ist. Es ist zu vermuten, daß eine Performancemessung auf der Basis eines mehrdimensionalen Benchmarks weniger anfällig gegenüber der Benchmark-Problematik ist.

Als Vergleichsbasis für die anlagestilorientierten Performancemaße stellt die Arbeit die klassischen Performancemaße dar. In diesem Zusammenhang wird eine Modifikation der Appraisal-Ratio vorgeschlagen, nach der weitergehende Aussagen zur Vorteilhaftigkeit von Fonds als nach der klassischen Treynor-Black-Appraisal-Ratio möglich sind.

Diese Appraisal-Ratio kann auch hinsichtlich Anlagestil-Benchmarks ermittelt werden. Die Rangfolge der modifizierten Appraisal-Ratios läßt sich als Rangfolge der optimalen Geldbeträge interpretieren, die ein dem (μ, σ) -Prinzip folgender Investor in die Investmentfonds anlegt. Für eine marktwertmaximierende Kapitalanlagegesellschaft erscheint diese Steuerungsgröße interessanter als die klassische Appraisal-Ratio, die sich am Informationswert orientiert.

Die vorliegende Arbeit diskutiert verschiedene anlagestilorientierte Performancemaße: das Stil-Alpha, die einfache und die modifizierte Stil-Appraisal-Ratio sowie die Stil-Performance nach Sharpe. Stil-Alphas und Stil-Appraisal-Ratios lassen im Modellrahmen Schlüsse auf die Informationsfähigkeiten der Fondsmanager und die Vorteilhaftigkeit der Fonds zu. Die Aussagekraft dieser Maße wird jedoch durch Benchmark- und Timing-Problematik beeinträchtigt. Anhand der Stil-Performance nach Sharpe lassen sich grundsätzlich keine Aussagen zu den Informationsfähigkeiten der Fondsmanager und zur Vorteilhaftigkeit der Fonds treffen. Die Bedeutung der Untersuchung von Sharpe (1992) liegt folglich nicht in der Performancemessung, sondern in der Entwicklung des Verfahrens der Stilanalyse.

Die empirischen Untersuchungen der vorliegenden Arbeit beinhalten alle zur anlagestilorientierten Performancemessung gehörenden Schritte. Zuerst werden auf der Basis von Fama/MacBeth-Regressionen bewertungsrelevante Anlagestile für den deutschen Kapitalmarkt identifiziert. Es zeigt sich, daß es im Untersuchungszeitraum 03/1989–06/1996 keinen signifikanten Größeneffekt gibt. Das Buch-Marktwert-Verhältnis leistet dagegen einen Beitrag zur Erklärung durchschnittlicher Renditen; die zugehörige Faktorprämie ist im Untersuchungszeitraum allerdings negativ. In den Teilzeiträumen besitzt die Unternehmensgröße dagegen größere Bedeutung; im Teilzeitraum 11/1992–06/1996 ist die Faktorprämie für die Unternehmensgröße signifikant positiv.

Die Übertragung der neueren Kritik an den Fama/MacBeth-Regressionen auf den verwendeten Modellrahmen zeigt sodann, daß die Schätzfunktionen im allgemeinen nicht erwartungstreu sind, wenn es wertpapierspezifische feste Effekte im systematischen Risiko der Aktien gibt. Das Verfahren der Kovarianzanalyse führt dagegen zu Schätzfunktionen, die erwartungstreu sind. Empirische Untersuchungen auf der Basis von Kovarianzanalysen identifizieren andere bewertungsrelevante Größen als die Fama/MacBeth-Regressionen. Die Ergebnisse lassen vermuten, daß die Kritik an den Fama/MacBeth-Regressionen nicht nur aus theoretischer, sondern auch aus empirischer Sicht von

Bedeutung ist. Auch die Aussagekraft der Kovarianzanalysen ist jedoch aufgrund der starken Verteilungsannahmen begrenzt.

Aus diesen Überlegungen erfolgt die empirische Untersuchung zur anlagestilorientierten Performancemessung im Rahmen einer Sensitivitätsanalyse über das verwendete Bewertungsmodell. Zudem wird der Einfluß der Konstruktionsweise der Stilindizes untersucht. Ausgangspunkt der Untersuchungen sind Stilanalysen für die deutschen Fonds. Die vorliegende Arbeit schlägt in diesem Zusammenhang ein alternatives Verfahren der Stilanalyse vor, das den Anlagestil eines Investmentfonds im Vergleich zum „Markt“ mißt. Die Idee, den Markt als Vergleichsbasis in die Stilanalyse zu integrieren, entspricht sowohl theoretischen Überlegungen als auch dem Vorgehen der Investmentbranche, die als Benchmarks üblicherweise Marktindizes wie DAX und CDAX verwendet. Das vorgeschlagene Verfahren der Stilanalyse eignet sich zudem zur Abschätzung der Bedeutung des Übergangs von der klassischen zur anlagestilorientierten Performancemessung: Verfolgen die Fonds bewertungsrelevante, vom Markt abweichende Anlagestile, führt die Nicht-Berücksichtigung der Anlagestile im Rahmen der Performancemessung zu Fehlbeurteilungen.

Die empirischen Untersuchungen zu Anlagestilen und Performance deutscher Investmentfonds führen zu folgenden Ergebnissen:

- Deutsche Fonds verfolgen teilweise Anlagestile, die vom Markt abweichen. Value und Growth sowie Unternehmensgröße sind die vorherrschenden Stilrichtungen.
- Die klassische Performancemessung spricht für eine neutrale Performance deutscher Fonds. Der Übergang von der klassischen Performancemessung zu einer Performancemessung auf der Basis von Value/Growth- und Größe-Anlagestil-Benchmarks führt dazu, daß die durchschnittliche ausgewiesene Performance steigt. Die Performancewerte liegen jedoch weiterhin nahe bei null und sind nicht signifikant. Die Rangfolge der Stil-Appraisal-Ratios unterscheidet sich stark von der Rangfolge der klassischen Appraisal-Ratios. Dieser Effekt ergibt sich hauptsächlich durch die unterschiedlichen Größe-Anlagestile der Fonds.
- Die Ergebnisse der anlagestilorientierten Performancemessungen auf der Basis der alternativen Bewertungsmodelle unterscheiden sich nicht so stark wie die Ergebnisse nach klassischer und anlagestilorientierter Performancemessung. Für

einige Fonds, die ausgeprägte Anlagestile verfolgen, ergeben sich allerdings große Änderungen der Performanbewertungswerte.

- Im Vergleich zu diesem Einfluß der Wahl des Bewertungsmodells ist der Einfluß der Konstruktionsweise der Stilindizes sehr gering. Für den Einsatz der anlagestilorientierten Performanbewertung bei Kapitalanlagegesellschaften oder anderen Kreditinstituten legt dies nahe, nur einfache Stilindizes zu entwickeln bzw. nur wenig Ressourcen in die Entwicklung neuer Stilindizes zu investieren.

Letztendlich bestätigen die empirischen Untersuchungen zur anlagestilorientierten Performanbewertung die Bedeutung der Identifikation des korrekten Bewertungsmodells. Die anlagestilorientierte Performanbewertung führt zu korrekten Aussagen über die Informationsfähigkeiten der Fondsmanager und die Vorteilhaftigkeit der Fonds, wenn bekannt ist, welche Anlagestile bewertungsrelevant sind. Über diesen Zusammenhang wirken sich die statistischen Probleme bei der Identifikation der bewertungsrelevanten Anlagestile indirekt auch auf die Performanbewertung aus. Die unkritische Durchführung einer anlagestilorientierten Performanbewertung, die ausschließlich Value/Growth- und Größe-Anlagestile berücksichtigt, ist aus diesem Grunde abzulehnen. Solange keine zuverlässigen statistischen Aussagen zum Zusammenhang zwischen Risiko und Ertrag möglich sind, muß das Fehlerpotential im Rahmen der anlagestilorientierten Performanbewertung über Sensitivitätsanalysen abgeschätzt werden.

Unabhängig von den aufgezeigten Problemen wird der Stellenwert der Stilanalyse und der anlagestilorientierten Performanbewertung in Zukunft weiter zunehmen. Die Entwicklung auf dem US-amerikanischen Kapitalmarkt läßt vermuten, daß es ein großes Nachfragepotential nach Fondsprodukten auf der Basis von Anlagestilen gibt, das in Europa noch nicht ausgeschöpft ist. Je ausgefallener die von den Fondsmanagern verfolgten Stilkonzepte sind, desto größer sind die potentiellen Fehler, die bei einer Nicht-Berücksichtigung des Anlagestils im Rahmen der Performanbewertung auftreten können.

Mit Blick auf diese Entwicklung liegt es nahe, die empirischen Untersuchungen dieser Arbeit in nächster Zeit mit einer umfangreicheren Datenbasis zu wiederholen. Es ist zu vermuten, daß die Unterschiede in den Ergebnissen nach klassischer und anlagestilorientierter Performanbewertung dann noch auffälliger sind.

Anhang

A Datenbasis

A.1 Allgemeines

Bezeichnung	Zeitraum
Z0	03/1989–06/1996
Z1	03/1989–10/1992
Z2	11/1992–06/1996

Tabelle A.1: Untersuchungszeiträume

A.2 Aktien

Stichprobe

Die folgende Tabelle beschreibt die Stichprobe der Unternehmen. Die Stichprobe beinhaltet 93 deutsche Aktiengesellschaften, darunter 80 Industrieunternehmen, acht Banken und fünf Versicherungen. Obs gibt die Anzahl der Beobachtungen an, die für ein Unternehmen vorliegen. Die Spalten „von“ und „bis“ beinhalten Jahr und Monat (bzw. die Variable *Jahrmon* (Format *yymm*)) der ersten und letzten Beobachtung, für die Kurs- und Bilanzdaten vorliegen. Die Kursdaten allein liegen in der Regel schon ab 03/1987 vor.

Bei den Aktien handelt es sich im allgemeinen um Inhaberstammaktien. Die Abkürzung NA hinter dem Namen des Unternehmens kennzeichnet davon abweichend eine Namensaktie, VZ eine Vorzugsaktie. Für den Fall, daß das Unternehmen mehrere Aktiegattungen emittiert hat, gibt WKNAND die Wertpapierkennnummer der Aktie an, die nicht in der Stichprobe enthalten ist.

Es liegt ein unbalanciertes Panel vor, d. h., es liegen nicht für jeden Monat Daten für alle Unternehmen vor. Für Alcatel SEL liegen z. B. insgesamt nur 49 Beobachtungen mit Bilanz- und Kursdaten (06/1992–06/1996) vor. Demnach sind im Zeitraum Z2 für Alcatel SEL für jeden Monat Bilanz- und Kursdaten vorhanden, während im Zeitraum Z1 nur fünf Beobachtungen für Alcatel SEL vorliegen (06/1992–10/1992). Für jeden Monat liegen jedoch mindestens für 78 Unternehmen Bilanz- und Kursdaten vor.

Name	Kürzel	WKN	WKNAND	von	bis	Obs
Banken						
BHF-Bank	BHF	802500	–	8707	9606	108
Bankgesellschaft Berlin	BAB	802322	–	8707	9606	108
Bay. Hypotheken- u. Wechsel-Bank	BHW	802000	–	8707	9606	108
Bay. Vereinsbank	BVM	802200	–	8707	9606	108
Commerzbank	CBK	803200	–	8707	9606	108
Deutsche Bank	DBK	804010	–	8707	9606	108
Dresdner Bank	DRB	804610	–	8707	9606	108
IKB Dt. Industriebank	IKB	806330	–	8707	9607	108
Industrieunternehmen						
AEG	AEG	503800	–	8707	9606	108
AVA	AVA	508850	–	8707	9606	108
Axel Springer Verlag (NA)	SPR	725090	–	8806	9606	97
Agiv	AFI	502820	–	8806	9606	97
Alcatel SEL	SEL	661900	–	9206	9606	49
Altana	ALT	760080	–	8707	9606	108
Asea Brown Boveri	ABB	529100	–	8707	9606	108
Asko	ASK	505710	505713	8806	9606	97
Bay. Motoren Werke	BMW	519000	519003	8707	9606	108
BASF	BAS	515100	–	8707	9606	108
Bayer	BAY	575200	–	8707	9606	108
Beiersdorf	BEI	520000	–	8707	9606	108
Bilfinger + Berger	GBF	590900	–	8806	9606	97
Brau und Brunnen	BBA	555030	–	8806	9606	97
Bremer Vulkan Verbund	BVU	527100	–	8806	9605	96
Buderus	BUD	527800	–	8707	9606	108
Computer 2000	COM	543770	–	8808	9606	95
Continental	CONT	543900	–	8707	9606	108
DLW	DLW	551800	–	8707	9606	108
Daimler Benz	DAI	550000	–	8707	9606	108
Degussa	DGS	551200	–	8707	9606	108
Deutsche Lufthansa	LHA	823210	823213	8707	9606	108
Didier Werke	DID	553700	–	8806	9606	97
Douglas Holding	DOU	609900	–	8707	9606	108
Duerr	DUE	556520	–	9002	9606	77
Dyckerhoff	DYK	559100	559103	8707	9606	108
Escada	ESC	569210	569213	8707	9606	108
FAG Kugelfischer	FAG	575470	575473	8707	9606	108
Felten & Guillaume Energ.	FEL	576690	–	8707	9606	108
Fried. Krupp AG Hoesch-Krupp	KHK	633540	–	9306	9606	37
GEA	GEA	585700	585703	9006	9606	73
GEHE	GEH	585800	–	8707	9606	108
Heidelberger Zement	HEI	604700	604703	8806	9606	97
Henkel (VZ)	HEN3	604843	604840	8707	9606	108
Herlitz	HEZ	605310	605313	8707	9606	108
Hochtief	HOT	607000	–	8806	9606	97
Hoechst	HFA	575800	–	8707	9606	108
Hoesch	HOE	620000	–	8806	9212	55
Hornbach Holding (VZ)	HBH3	608343	–	8808	9606	95
Horten	HOR	608370	–	9006	9605	72
IWKA	IWK	620440	–	8707	9606	108
KSB	KSB	629200	629203	8906	9606	85
Kampa-Haus	KPH	626910	–	8707	9606	108
Karstadt	KAR	627500	–	8806	9606	97
Kaufhof Holding	KFH	781900	781903	8707	9606	108
Klöckner-Humboldt-Deutz	KHD	630500	–	8806	9606	97
Kloekner-Werke	KLK	678000	–	8803	9606	100
Kolbenschmidt	KOS	632030	–	8707	9606	108
Krones (VZ)	KRN3	633503	–	8906	9606	85

Name	Kürzel	WKN	WKNAND	von	bis	Obs
Leifheit	LEI	646450	-	8906	9606	85
Linde	LIN	648300	-	8806	9606	97
Linotype-Hell	LTY	649030	-	8806	9606	97
MAN	MAN	593700	593703	8712	9606	103
Mannesmann	MMW	656000	-	8707	9606	108
MASSA	MAS	657960	-	9006	9606	73
Metallgesellschaft	MET	660200	-	8707	9606	108
Moksel	MOK	662230	-	8711	9606	104
Philipp Holzmann	HOZ	608200	-	8707	9606	108
PWA Papierwerke Waldhof-A.	PWA	688980	-	8707	9606	108
Porsche (VZ)	POR3	693773	-	8901	9606	90
Preussag	PRS	695200	-	8707	9606	108
RWE	RWE	703700	703703	8707	9606	108
Rheinmetall Berlin	RHM	703000	703003	8707	9606	108
Ruetgerswerke	RUE	707200	-	8707	9606	108
SAP	SAG	716460	716463	8906	9606	85
Salamander	SAM	730500	-	8806	9606	97
Schering	SCH	717200	-	8707	9606	108
Schmalbach-Lubeca	SML	719230	-	8707	9606	108
Schneider Rundfunkwerke	SCR	719340	-	8707	9606	108
Siemens	SIE	723600	-	8707	9606	108
Strabag Bau	STB	728300	728303	8707	9606	108
Suedzucker	SZU	729700	729703	8908	9606	83
Th. Goldschmidt	GOL	589300	-	8707	9606	108
Thyssen	THY	748500	-	8803	9606	100
VEW	VEW	761221	-	8707	9606	108
VIAG	VIA	762620	-	8707	9606	108
Varta	VAR	500100	-	8707	9606	108
Veba	VEB	761440	-	8802	9606	100
Volkswagen	VOW	766400	766403	8707	9606	108
Weru	WRU	777190	-	9206	9606	49
Versicherungen						
AMB Aach. u. Muen. Bet. (NA)	AMB	840000	840002	8806	9605	96
Allianz (NA)	ALV	840400	-	9006	9605	72
CKAG Colonia Konzern (NA)	COL	841000	841003	8806	9605	72
Münchner Rückversicherungs-G.	MUV	843000	843002	9012	9606	67
Victoria Holding (NA)	VIH	845200	-	8911	9605	79

Tabelle A.2: Stichprobe Unternehmen

Fundamentale Größen

Bilanzdaten

Im folgenden sind die aus der Hoppenstedt-Bilanzdatenbank exportierten bzw. zusammengesetzten Jahresabschlußpositionen und ihre Bezeichnungen angegeben. Die Dimension der Größen beträgt jeweils Tsd. DM.

Name	Jahresabschlußposition
AOERG	Außerordentliches Ergebnis
AUFWAF	Abschreibungen (nicht für Versicherungen)
AUFWMAT	Materialaufwand (nicht für Banken und Versicherungen)
AUFWPERS	Personalaufwand (nicht für Versicherungen)
AUFWZINS	Zinsaufwand
AV	Anlagevermögen
AVBET	Beteiligungen
AVFIN	Finanzanlagen
AVIMM	Immaterielle Vermögensgegenstände
AVSACH	Sachanlagen (nicht für Versicherungen)
BE	Betriebsergebnis
BILERG	Bilanzergebnis
BILSUMME	Bilanzsumme
EK	Eigenkapital
ERGGG	Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit
ERGVG	Ergebnis Versicherungsgeschäft (nur für Versicherungen)
ERTRZINS	Zinsertrag (nicht für Versicherungen)
FINERG	Finanzergebnis (nicht für Banken und Versicherungen)
FK	Fremdkapital
GZK	Gezeichnetes Kapital
JAHRERG	Jahresüberschuß
RL	Rücklagen
RLKAP	Kapitalrücklage
RST	Rückstellungen
RSTPENS	Pensionsrückstellungen
SOAKTIVA	Sonstige Aktiva
SOPO	Sonderposten mit Rücklageanteil (nicht für Versicherungen)
TAX	Steuern
TAXEE	Steuern vom Einkommen und vom Ertrag (nicht für Versicherungen)
UMSATZ	Umsatzerlöse
UMSAUQ	Auslandsanteil am Umsatz (nicht für Banken und Versicherungen)
UV	Umlaufvermögen
UVFORD	Forderungen
UVFORDLL	Forderungen aus Lieferungen und Leistungen (nicht für Banken)
UVKASSE	Kassenbestand und Sichtguthaben
UVVORR	Vorräte (nicht für Banken und Versicherungen)
UVWPLQ	Wertpapiere und liquide Mittel
VER	Ausschüttungen, ausgleichende Zahlungen, sonstige Veränderungen
VKKURZ	Kurzfristige Verbindlichkeiten (nicht für Banken und Versicherungen)
VKLANG	Langfristige Verbindlichkeiten (nicht für Banken und Versicherungen)
ZINSERG	Zinsergebnis (nicht für Versicherungen)

Tabelle A.3: Jahresabschlußpositionen

Kennzahlen

Die folgende Tabelle gibt Aufschluß über die Bezeichnungen und die Definitionen der Kennzahlen, die in die empirischen Untersuchungen eingehen. Sofern nicht anders angegeben, beträgt die Dimension absoluter Größen Mio. DM; Verhältniszahlen sind dimensionslos. Für mit (+) gekennzeichnete Variablen gilt: Ist der Zähler oder Nenner einer Kennzahl kleiner null, so wird die Kennzahl gleich null gesetzt. Der zugehörige Dummy (Endung DU) wird auf eins gesetzt. Alle Bilanzkennzahlen werden auf der Basis des letzten (bezogen auf den Betrachtungszeitpunkt) öffentlich verfügbaren Jahresabschluß berechnet. Gehen (wie z. B. bei CF1) Daten aus verschiedenen Jahresabschlüssen in eine Kennzahl ein, so wird der bezogen auf den Betrachtungszeitpunkt letzte öffentlich verfügbare Jahresabschluß mit t indiziert, der bezogen auf den Betrachtungszeitpunkt vorletzte verfügbare Jahresabschluß mit $t - 1$, usw.

Name	Kennzahl	Definition/Anmerkungen
ANLDEC	Anlagendeckung	$(EK + 0,5 \text{ SOPO} + \text{VKLANG} + \text{RSTPENS}) / \text{AV}$ Für Banken und Versicherungen gleich 0. (Fehlende Werte für VKLANG durch 0, 1 VK ersetzt.)
BEM	Betriebsergebnis	BE/1.000
BCDAX	Historisches Beta	Ermittelt über Regression der Aktienrenditen auf CDAX-Renditen.
BDAX	Historisches Beta	Ermittelt über Regression der Aktienrenditen auf DAX-Renditen.
BDAX100	Historisches Beta	Ermittelt über Regression der Aktienrenditen auf DAX100-Renditen.
BMDAX	Historisches Beta	Ermittelt über Regression der Aktienrenditen auf MDAX-Renditen.
BS	Bilanzsumme	BILSUMME/1.000
BSEKLN	Log. Bilanzsumme-Eigenkapital-Verhältnis	$\ln[\text{BILSUMME} / (\text{EK} + 0,5 \text{ SOPO})]$
BSLN	Log. Bilanzsumme	$\ln(\text{BILSUMME} / 1.000)$
BSMELN	Log. Bilanzsumme-Marktwert-Verhältnis	$\ln(\text{BILSUMME} / \text{MEK})$
CF1 bzw. CF1M	Cash flow 1	$\text{JAHRERG} - \text{AOERG} - \text{VER} + \text{RST}_t - \text{RST}_{t-1} + \text{AUFWafa}$ Dimension: Tsd. DM (CF1) bzw. Mio. DM (CF1M). Für Versicherungen liegt AUFWafa nicht vor.
CF2 bzw. CF2M	Cash flow 2	$\text{JAHRERG} + \text{RST}_t - \text{RST}_{t-1} + \text{AUFWafa}$ Dimension: Tsd. DM (CF2) bzw. Mio. DM (CF2M). Für Versicherungen liegt AUFWafa nicht vor.
CF1DU	CF1-Dummy	1 falls $\text{CF1} < 0$, sonst 0.
CF2DU	CF2-Dummy	1 falls $\text{CF2} < 0$, sonst 0.
CF1R	Cash flow 1-Rentabilität	$\text{CF1} / (\text{EK} + 0,5 \text{ SOPO}) (+)$
CF2R	Cash flow 2-Rentabilität	$\text{CF2} / (\text{EK} + 0,5 \text{ SOPO}) (+)$

Name	Kennzahl	Definition/Anmerkungen
CF1RWR	Wachstumsrate CF1R	$CF1R_t/CF1R_{t-1} - 1$ (+)
CF2RWR	Wachstumsrate CF2R	$CF2R_t/CF2R_{t-1} - 1$ (+)
CF1P	Cash flow 1-Kurs-Verhältnis	CF1/MEK (+)
CF2P	Cash flow 2-Kurs-Verhältnis	CF2/MEK (+)
CF1WR	Wachstumsrate Cash flow 1	$CF1_t/CF1_{t-1} - 1$ (+)
CF2WR	Wachstumsrate Cash flow 2	$CF2_t/CF2_{t-1} - 1$ (+)
DUB1	Branchen-Dummy Auto/Verkehr	1 für Auto/Verkehr, sonst 0.
DUB2	Branchen-Dummy Bau	1 für Bau, sonst 0.
DUB3	Branchen-Dummy Chemie/Pharma	1 für Chemie/Pharma, sonst 0.
DUB4	Branchen-Dummy Elektro	1 für Elektro, sonst 0.
DUB5	Branchen-Dummy Banken	1 für Banken, sonst 0.
DUB6	Branchen-Dummy Maschinenbau	1 für Maschinenbau, sonst 0.
DUB7	Branchen-Dummy Versorger	1 für Versorger, sonst 0.
DUB8	Branchen-Dummy Eisen/Stahl	1 für Eisen/Stahl, sonst 0.
DUB9	Branchen-Dummy Versicherungen	1 für Versicherungen, sonst 0.
DUB10	Branchen-Dummy Handel/Konsum	1 für Handel/Konsum, sonst 0.
DUBA1	Branchen-Dummy Industrie	1 für Auto/Verkehr, Chemie/Pharma, Elektro, Maschinenbau, Versorger oder Eisen/Stahl, sonst 0.
DUBA2	Branchen-Dummy Handel/Bau	1 für Bau oder Handel/Konsum, sonst 0.
DUBA3	Branchen-Dummy Banken/Versicherungen	1 für Banken oder Versicherungen, sonst 0.
DYNV1	Dynamischer Verschuldungsgrad 1	VK/CF1 (+)
DYNV2	Dynamischer Verschuldungsgrad 2	VK/CF2 (+)
E1R	Eigenkapitalrentabilität 1	$JU1/(EK + 0,5 \text{ SOPO})$ (+)
E2R	Eigenkapitalrentabilität 2	$JU2/(EK + 0,5 \text{ SOPO})$ (+)
E1RWR	Wachstumsrate E1R	$E1R_t/E1R_{t-1} - 1$ (+)
E2RWR	Wachstumsrate E2R	$E2R_t/E2R_{t-1} - 1$ (+)
E1P	Gewinn 1-Kurs-Verhältnis	JU1/MEK (+)
E2P	Gewinn 2-Kurs-Verhältnis	JU2/MEK (+)
E1DU	EP1-Dummy	1 falls $JU1 < 0$, sonst 0.
E2DU	EP2-Dummy	1 falls $JU2 < 0$, sonst 0.
E1WR	Wachstumsrate Gewinn 1	$JU1_t/JU1_{t-1} - 1$ (+)
E2WR	Wachstumsrate Gewinn 2	$JU2_t/JU2_{t-1} - 1$ (+)
EKKORR	Korrigiertes Eigenkapital	EK um Zuflüsse aus Kapitalerhöhungen korrigiert (Quelle: Börsenführer). Dimension: Tsd. DM.
EKME	Buch-Marktwert-Verhältnis	$(EK + 0,5 \text{ SOPO})/MEK$
EKMEK	Buch-Marktwert-Verhältnis (korrigiert um Kapitalerhöhungen)	$(EKKORR + 0,5 \text{ SOPO})/MEK$
FKEK	Bilanzieller Verschuldungsgrad	$(FK + 0,5 \text{ SOPO})/(EK + 0,5 \text{ SOPO})$
FKMEK	Marktmäßiger Verschuldungsgrad	$(FK + 0,5 \text{ SOPO})/MEK$
JU1 bzw. JU1M	Ordentlicher Jahresüberschuß	JAHREERG – AOERG – VER Dimension: Tsd. DM (JU1) bzw. Mio. DM (JU1M).
JU2 bzw. JU2M	Jahresüberschuß	JAHREERG Dimension: Tsd. DM (JU2) bzw. Mio. DM (JU2M).
MATQ	Materialkostenquote	AUFWMAT/UMSATZ Nur für Industrieunternehmen, sonst 0.
MEKM	Marktwert des Eigenkapitals	MEK/1.000
MEKMLN	Unternehmensgröße (logarithm. Marktwert des Eigenkapitals)	$\ln(\text{MEK}/1.000)$

Name	Kennzahl	Definition/Anmerkungen
PERSQ	Personalkostenquote	AUFWPERS/UMSATZ
ROI	Return on Investment	$BE / (BILSUMME - AVFIN - SOAKTIVA) (+)$
ROIDU	ROI-Dummy	1 falls $ROI < 0$, sonst 0.
RSTPEQ	Pensionsrückstellungsquote	RSTPENS/BILSUMME
SECDAX	Unsystematisches Risiko	Schätzwert für die Standardabweichung des Störterms aus der Regression der Aktienrenditen auf die CDAX-Renditen.
SEDAX	Unsystematisches Risiko	Schätzwert für die Standardabweichung des Störterms aus der Regression der Aktienrenditen auf die DAX-Renditen.
SEDAX100	Unsystematisches Risiko	Schätzwert für die Standardabweichung des Störterms aus der Regression der Aktienrenditen auf die DAX100-Renditen.
SEMDAX	Unsystematisches Risiko	Schätzwert für die Standardabweichung des Störterms aus der Regression der Aktienrenditen auf die MDAX-Renditen.
STREU	Streubesitz	Quelle: Börsenführer.
STRDU1	Streubesitz 25 %-Dummy	1 falls $STREU < 0,25$, sonst 0.
STRDU2	Streubesitz 50 %-Dummy	1 falls $STREU < 0,50$, sonst 0.
UMS	Umsatz	$UMSATZ / 1.000$
UMSAUQ	Auslandsanteil am Umsatz	Nur für Industrieunternehmen, sonst 0.
UMSFOR	Umschlaghäufigkeit Forderungen	$UMSATZ / UVFORD$ Nur für Industrieunternehmen, sonst 0.
UMSLN	Log. Umsatzerlöse	$\ln UMS$
UMSP	Umsatz-Kurs-Verhältnis	$UMSATZ / MEK$
UMSSACH	Umsatz-Sachanlagen-Verhältnis	$UMSATZ / AVSACH$ Nur für Industrieunternehmen, sonst 0.
UMSVOR	Umschlaghäufigkeit Vorräte	$UMSATZ / UVVORR$ Nur für Industrieunternehmen, sonst 0.
UVVKKU	Verhältnis des Umlaufvermögens zu kurzfristigen Verbindlichkeiten	$UV / VKKURZ$ Nur für Industrieunternehmen, sonst 0. (Fehlende Werte für VKKURZ durch 0,9 VK ersetzt.)

Tabelle A.4: Definitionen der Kennzahlen

A.3 Indizes

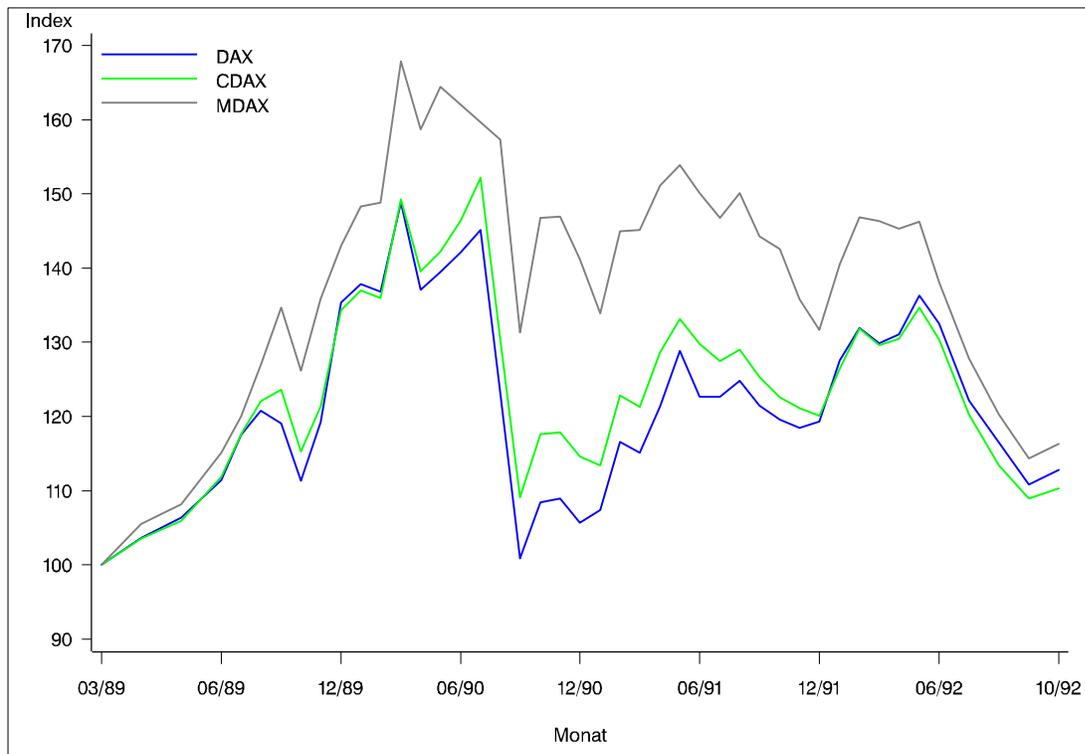


Abbildung A.1: Indexverläufe (Zeitraum Z1)

Index	Mit.	Std.	Sch.	Kur.	Med.	P5	P95	Prob _N
DAX	0,51	5,91	-0,89	2,03	1,65	-7,89	8,59	0,10
MDAX	0,59	6,06	-0,55	0,65	1,16	-7,42	8,26	0,38
DAX100	0,52	5,88	-0,88	1,79	1,17	-7,75	8,52	0,11
CDAX	0,42	5,52	-0,86	1,59	1,23	-7,79	8,32	0,10
RFX	0,71	0,09	-0,67	-0,37	0,74	0,56	0,81	0,00

Tabelle A.5: Indexrenditen (Zeitraum Z1)

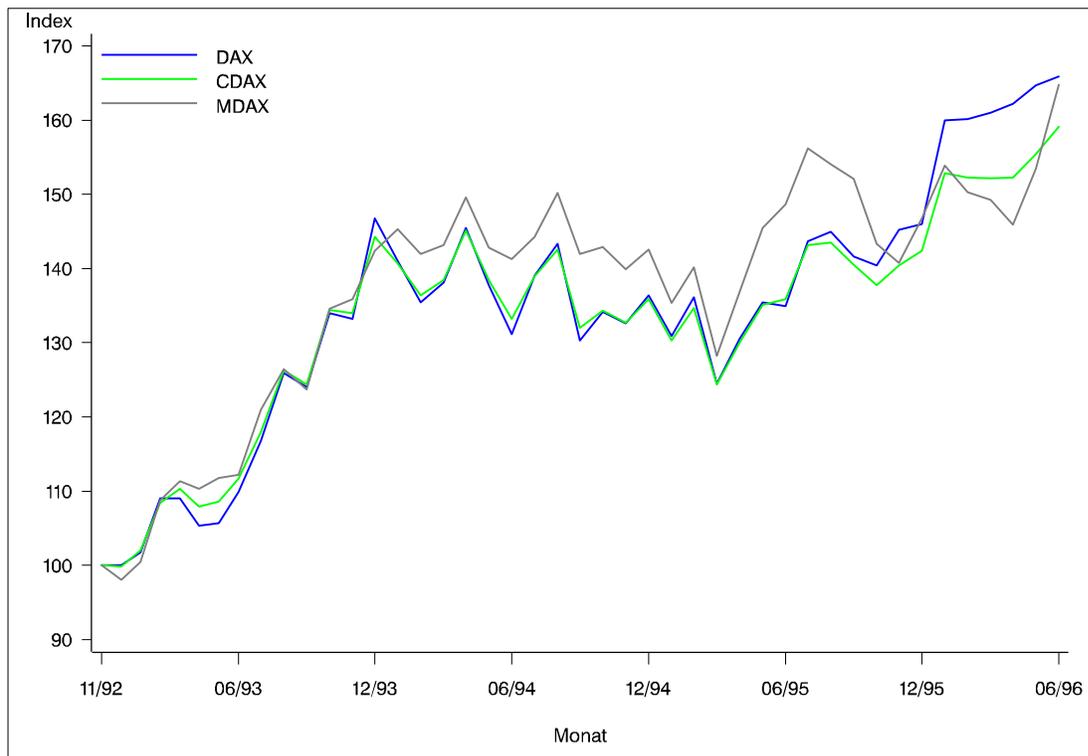


Abbildung A.2: Indexverläufe (Zeitraum Z2)

Index	Mit.	Std.	Sch.	Kur.	Med.	P5	P95	Prob _N
DAX	1,33	4,44	-0,20	-0,06	0,83	-5,27	8,00	0,77
MDAX	1,24	4,09	-0,14	-0,45	1,12	-5,46	7,80	0,63
DAX100	1,31	4,19	-0,23	-0,13	1,60	-5,11	8,17	0,65
CDAX	1,18	3,77	-0,25	-0,09	1,61	-4,62	7,39	0,62
RFX	0,47	0,14	0,60	-0,63	0,42	0,28	0,73	0,00

Tabelle A.6: Indexrenditen (Zeitraum Z2)

A.4 Investmentfonds

Stichprobe

Name	Abkürzung	WKN	aufgelegt	geschlossen ¹	thesaur.
Zeiträume Z0, Z1, Z2					
Adifonds	Adifonds	847103	15/10/58		nein
Alte Leipziger Trust Fonds A	Alte Leipz. A	847160	01/06/87		nein
Bethmann-Universal-Fonds-Taunus	Bethm. Taunus	849132	01/01/72		nein
Concentra	Concentra	847500	26/03/56		nein
DIT-Fonds für Vermögensbildung	DIT-Fonds Vermög.	847506	01/07/70		nein
DIT-Spezial	DIT-Spezial	847517	11/04/86		nein
DIT-Wachstumsfonds	DIT-Wachstums	847516	11/04/86		nein
DWS Fonds Bayern-Spezial	DWS Bayern	847411	08/11/82	31/05/94	nein
DekaFonds	DekaFonds	847450	26/11/56		nein
FT Frankfurt-Effekten-Fonds	FT Ff.-Effekt	847805	27/05/74		nein
Fondak	Fondak	847101	30/10/50		nein
Hauck-Main I-Universal-Fonds	Hauck-Main I	849134	30/04/71		nein
Investa	Investa	847400	17/12/56		nein
MK Alfakapital	MK Alfakapital	847770	02/11/71		ja
MMWI-Progress-Fonds	MMWI-Progress	976529	05/12/73		nein
Oppenheim Privat	OP Privat	848550	01/06/71		nein
Plusfonds	Plusfonds	847108	01/04/71		nein
Privatfonds	Privatfonds	975221	02/11/71		nein
Provesta	Provesta	847415	11/07/85		nein
Ring-Aktienfonds DWS	Ring-Akt. DWS	847405	01/10/71		nein
SMH-Special-Fonds I	SMH-Special-I	848820	01/10/73		nein
Thesaurus	Thesaurus	847501	08/11/58		ja
UniFonds	UniFonds	849100	12/04/56		nein
Universal-Effect-Fonds	Univ.-Effekt	849159	22/10/73		nein
Nur Zeitraum Z2					
Aufhäuser-Universal-Fonds I	Aufhäuser-U. I	848348	12/10/87		nein
BB-Deutschland-Invest	BB-Dt.-Invest	847928	12/11/90		nein
BIL Deutscher Spezialwerte Fonds	BIL Dt. Spez.	847045	28/02/90	30/04/96	ja
BfG Invest Aktienfonds	BfG Invest Akt.	847347	15/08/88		nein
DVG-Fonds Select-Invest	DVG-Select	847656	06/07/88		nein
Deutscher Berenberg-Universal-Fonds	Dt. Berenb. U.	848356	01/11/88		nein
E&G Privat-Fonds MK	E&G Privat. MK	847779	01/09/89		nein
Elfoaktiv	Elfoaktiv	848511	26/04/88		nein
Frankfurter Sparinvest Deka	Ff. Spar. Deka	848073	02/10/89		nein
GT Deutscher Aktienfonds	GT Dt. Aktien	847031	25/01/91		nein
HANSAeffekt	HANSAeffekt	847910	03/04/89		nein
HMT-Proinvest	HMT-Proinvest	975411	04/10/90		nein
HYPO-INVEST Kapital	HYPO-INVEST	975230	01/10/90		nein
Helvetia Aktienfonds FT	Helvetia Akt. FT	847814	13/11/90		nein
Köln-Aktienfonds DEKA	Köln-Akt. Deka	848067	02/01/89		nein
MAT Deutschland Fonds	MAT Dt. Fonds	848405	17/12/90		nein
Metallbank Aktienfonds DWS	Metallb. Akt. DWS	849087	15/11/89		nein
NB-Portfolio FT	NB-Portf. FT	847813	11/12/90		nein
Nürnberger ADIG A	Nürnb. ADIG A	847122	08/02/90		nein
Oppenheim DA	OP DA	848632	26/10/90		nein
Oppenheim Spezialwerte	OP Spezialwerte	848631	05/11/90		nein
PEH-Universal-Fonds I	PEH-Univ.-F. I	848370	27/12/88		ja
RK Aktien-Global	AC Welt	847137	27/01/89		nein
RK Aktien-Inland	AC Deutschland	847136	23/05/89		nein
Trinkaus Capital Fonds, INKA	Trinkaus Cap.	848980	11/07/89		nein
Zürich Invest Aktien	Zürich Invest Akt.	849000	13/03/89		nein

Tabelle A.7: Stichprobe Investmentfonds

¹In dieser Spalte sind eventuelle Schließungszeitpunkte der Fonds nur dann angegeben, wenn sie vor Ende des Untersuchungszeitraumes, d. h. vor dem 30.06.1996, liegen.

Fonds	Fondsvermögen zum 31.12.1995 (Mio. DM)	Aktien insgesamt			Ausl. Aktien 1995 (%)
		1993 (%)	1994 (%)	1995 (%)	
AC Deutschland	27,0	92,69	94,58	92,17	6,99
AC Welt	34,8	92,50	81,60	92,60	11,93
Adifonds	971,0	88,87	99,06	99,39	0,00
Alte Leipz. A	207,6	90,46	91,55	95,34	0,69
Aufhäuser-U. I	36,1	90,94	94,23	99,36	7,38
BB-Dt.-Invest	162,0	97,55	97,07	98,14	0,00
BIL Dt. Spez.	5,5	93,19	93,45	88,32	0,00
Bethm. Taunus	18,4	89,84	93,46	89,52	7,53
BfG Invest Akt.	1080,9	94,24	91,53	94,69	0,00
Concentra	1769,6	94,54	95,26	98,44	0,00
DIT-Fonds Vermög.	2956,1	99,15	98,44	99,02	0,00
DIT-Spezial	266,6	97,82	98,72	97,50	0,00
DIT-Wachstums	192,9	94,97	94,35	98,82	0,00
DVG-Select	23,5	63,26	74,98	90,40	0,00
DWS Bayern ²	-	-	-	-	-
DekaFonds	4408,9	86,56	92,39	94,73	0,00
Dt. Berenb. U.	23,7	97,85	88,12	88,78	0,00
E&G Privat. MK	9,2	88,00	93,70	98,65	0,00
Elfoaktiv	123,0	92,47	92,25	91,37	0,00
FT Ff.-Effekt	1827,5	82,79	86,41	85,44	0,00
Ff. Spar. Deka	68,5	88,80	99,10	92,30	0,00
Fondak	959,0	82,15	76,60	79,69	0,00
GT Dt. Aktien	34,1	80,11	78,22	86,97	0,00
HANSAeffekt	109,6	87,33	95,56	95,37	0,00
HMT-Proinvest	104,6	81,77	90,66	96,44	4,10
HYPO-INVEST	362,6	86,23	88,98	91,16	0,00
Hauck-Main I	34,2	94,63	92,24	97,24	0,00
Helvetia Akt. FT	37,2	76,37	83,42	91,39	0,00
Investa	2096,9	94,28	94,36	98,70	0,40
Köln-Akt. Deka	280,3	90,90	92,70	98,00	8,60
MAT Dt. Fonds	5,1	82,08	88,42	81,83	0,00
MK Alfakapital	405,7	95,70	88,80	95,40	0,00
MMWI-Progress	27,1	102,65	100,27	98,44	0,00
Metallb. Akt. DWS	18,2	91,17	91,78	91,78	9,71
NB-Portf.-FT	60,1	71,74	74,96	73,85	11,89
Nürnb. ADIG A	22,4	-	-	-	-
OP DA	4,4	45,89	97,18	87,11	0,31
OP Privat	17,7	94,13	96,37	90,42	0,00
OP Spezialwerte	85,8	93,25	96,00	90,40	0,00
PEH-Univ.-F. I	29,3	57,28	60,86	94,84	9,20
Plusfonds	220,3	98,50	97,54	99,18	0,00
Privatfonds	6,3	87,43	79,21	90,31	0,00
Provesta	604,2	96,80	95,36	98,80	9,14
Ring-Akt. DWS	581,2	91,86	91,80	95,20	19,48
SMH-Special-I	307,8	99,46	97,72	97,63	0,00
Thesaurus	796,1	90,83	96,61	92,65	0,00
Trinkaus Cap.	49,1	87,86	86,30	91,90	0,00
UniFonds	2546,4	94,46	94,07	96,34	0,00
Univ.-Effekt	10,6	90,56	76,45	96,14	2,12
Zürich Invest Akt.	129,2	95,32	90,33	93,00	8,22

Tabelle A.8: Fondsvermögen und Aktienanteile der Investmentfonds³

²Der DWS Fonds Bayern-Spezial wurde vor Ende des Untersuchungszeitraumes geschlossen. Zum 31.12.1992 betrug sein Fondsvermögen 11,9 Mio. DM. Im Durchschnitt der Jahre 1990, 1991 und 1992 betrug der Aktienanteil am Fondsvermögen 67,86 %. Ausländische Aktien wurden nicht gehalten. Vgl. Hoppenstedt (1993).

³Die Daten sind entnommen aus Hoppenstedt (1993, 1996) und aus BVI Bundesverband Deutscher Investment-Gesellschaften e. V. (1996). Die Angaben über die Aktienanteile beziehen sich jeweils auf das Ende des Rechnungsjahres eines Fonds.

Deskriptive Analysen

Fonds/Index	Mit.	Std.	Sch.	Kur.	Med.	P5	P95	Prob _N
Adifonds	0,42	5,12	-0,94	1,63	0,62	-6,73	6,93	0,05
Alte Leipz. A	0,79	4,58	-0,50	0,72	1,17	-6,12	8,08	0,55
Bethm. Taunus	-0,01	4,63	-0,81	0,76	0,86	-8,32	5,86	0,10
Concentra	0,67	5,79	-0,70	1,23	0,89	-7,74	9,26	0,27
DIT-Fonds Vermög.	0,78	4,95	-0,67	0,87	0,85	-6,01	7,72	0,28
DIT-Spezial	0,38	5,15	-0,60	0,35	0,58	-7,86	7,50	0,39
DIT-Wachstums	0,32	5,75	-0,78	1,28	0,22	-9,22	8,38	0,16
DWS Bayern	0,31	4,54	-1,12	2,07	0,66	-6,81	5,80	0,01
DekaFonds	0,43	5,56	-0,70	1,30	1,06	-6,93	9,16	0,28
FT Ff.-Effekt	0,49	4,33	-1,03	2,34	0,72	-5,57	6,38	0,04
Fondak	0,42	5,45	-0,80	1,23	0,65	-7,74	7,95	0,14
Hauck-Main I	0,58	5,70	-0,84	1,57	0,93	-7,12	9,11	0,14
Investa	0,72	5,31	-0,68	1,24	1,29	-6,82	8,09	0,25
MK Alfakapital	0,08	4,59	-0,95	1,46	0,52	-6,63	6,38	0,06
MMWI-Progress	0,26	5,47	-0,96	2,46	0,83	-6,96	8,33	0,08
OP Privat	0,41	5,11	-0,71	1,25	1,01	-7,60	8,71	0,15
Plusfonds	0,51	5,00	-0,90	1,60	0,72	-6,15	6,77	0,07
Privatfonds	0,12	4,13	-0,34	-0,47	0,19	-7,65	6,23	0,21
Provesta	0,44	4,74	-0,83	1,21	1,82	-5,67	7,36	0,06
Ring-Akt. DWS	0,32	4,83	-1,19	2,61	1,22	-6,64	6,54	0,01
SMH-Special-I	0,68	4,84	-0,73	0,78	0,89	-6,49	6,08	0,09
Thesaurus	0,50	5,74	-0,73	1,21	0,24	-7,37	9,53	0,19
UniFonds	0,57	5,39	-0,85	1,91	1,21	-6,68	8,37	0,06
Univ.-Effekt	-0,16	3,48	-0,52	-0,34	0,82	-6,00	4,37	0,19
Mittelwert	0,42	5,01	-0,79	1,26	0,83	-6,95	7,45	0,16
Standardabweichung	0,24	0,58	0,20	0,76	0,37	0,87	1,33	0,13
Fonds24	0,42	4,84	-0,92	1,37	0,85	-6,33	7,42	0,05
DAX	0,51	5,91	-0,89	2,03	1,65	-7,89	8,59	0,10
CDAX	0,42	5,52	-0,86	1,59	1,23	-7,79	8,32	0,10

Tabelle A.9: Fonds- und Indexrenditen (Zeitraum Z1)

Fonds/Index	Mit.	Std.	Sch.	Kur.	Med.	P5	P95	Prob _N
AC Deutschland	1,17	3,56	-0,57	0,87	1,50	-4,06	6,82	0,14
AC Welt	1,16	3,20	-0,14	0,22	1,38	-4,48	6,55	0,41
Adifonds	1,23	4,10	-0,36	0,19	1,55	-6,34	8,01	0,49
Alte Leipz. A	1,10	3,75	-0,36	0,32	1,35	-5,58	7,37	0,56
Aufhäuser-U. I	1,06	3,77	-0,45	0,23	0,98	-4,99	6,92	0,40
BB-Dt.-Invest	1,18	3,96	-0,34	0,25	1,11	-5,40	7,62	0,73
BIL Dt. Spez.	0,41	3,35	0,43	0,13	0,44	-4,54	5,70	0,56
Bethm. Taunus	1,24	3,47	-0,12	-0,44	1,22	-5,17	6,43	0,77
BfG Invest Akt.	1,07	3,75	-0,48	0,34	1,35	-5,73	6,97	0,59
Concentra	1,22	4,10	-0,30	-0,06	1,63	-5,64	8,25	0,58
DIT-Fonds Vermög.	1,17	3,51	-0,17	0,04	1,18	-4,65	7,21	0,74
DIT-Spezial	0,60	3,68	-0,22	0,01	0,28	-6,26	6,16	0,61
DIT-Wachstums	1,30	4,51	-0,51	0,06	1,60	-6,66	7,82	0,36
DVG-Select	1,29	3,84	-0,50	0,47	1,38	-6,44	6,46	0,62
DWS Bayern	1,74	2,65	0,60	-0,68	1,13	-2,62	6,18	0,01
DekaFonds	1,22	4,21	-0,35	0,28	1,46	-6,24	7,70	0,57
Dt. Berenb. U.	1,20	3,83	-0,43	0,66	1,07	-4,85	6,86	0,65
E&G Privat. MK	0,91	3,25	-0,27	0,13	1,27	-4,86	6,12	0,51
Elfoaktiv	0,90	3,68	-0,30	0,48	1,01	-5,34	6,38	0,34
FT Ff.-Effekt	1,13	3,29	-0,39	0,20	1,36	-4,63	6,52	0,62
Ff. Spar. Deka	1,14	4,04	-0,23	0,22	1,13	-5,52	7,54	0,69
Fondak	1,00	3,29	-0,19	0,06	0,98	-5,20	6,59	0,60
GT Dt. Aktien	1,07	4,21	-0,29	0,08	1,03	-5,85	7,90	0,64
HANSAeffekt	1,12	3,70	-0,42	0,16	1,40	-4,89	7,02	0,42
HMT-Proinvest	1,09	3,80	-0,37	0,29	1,03	-5,54	6,49	0,92
HYPO-INVEST	1,23	4,03	-0,35	0,28	1,23	-5,79	8,34	0,69
Hauck-Main I	1,21	3,92	-0,30	0,03	1,39	-5,04	7,43	0,83
Helvetia Akt. FT	1,04	3,33	-0,27	0,27	1,23	-5,45	6,50	0,79
Investa	1,34	4,14	-0,28	0,09	1,61	-6,01	8,22	0,79
Köln-Akt. Deka	1,20	3,96	-0,31	0,09	1,48	-5,85	7,80	0,59
MAT Dt. Fonds	0,83	3,64	-0,54	0,83	0,85	-5,03	5,67	0,63
MK Alfakapital	1,21	3,90	-0,20	-0,05	1,29	-5,46	7,88	0,77
MMWI-Progress	1,49	4,48	-0,29	0,13	1,34	-5,33	8,77	0,42
Metallb. Akt. DWS	1,09	2,85	-0,36	0,51	1,37	-4,09	5,13	0,76
NB-Portf.-FT	1,18	2,78	-0,20	-0,15	1,32	-3,70	5,80	0,57
Nürnb. ADIG A	1,25	3,52	-0,35	0,02	1,45	-5,49	6,80	0,57
OP DA	0,54	3,11	-0,59	0,57	0,67	-4,24	5,22	0,52
OP Privat	1,16	3,64	-0,54	0,79	1,42	-4,57	7,38	0,13
OP Spezialwerte	0,91	3,59	-0,29	0,21	0,61	-6,16	6,54	0,48
PEH-Univ.-F. I	1,30	3,35	0,28	-0,17	1,31	-3,78	7,28	0,44
Plusfonds	1,19	3,72	-0,25	-0,11	0,85	-4,90	7,01	0,70
Privatfonds	1,21	3,98	-0,23	0,35	0,99	-6,84	7,49	0,45
Provesta	1,54	3,61	-0,27	0,34	1,72	-4,23	6,71	0,99
Ring-Akt. DWS	1,44	3,54	-0,36	0,44	1,84	-3,96	6,73	0,48
SMH-Special-I	0,93	3,84	-0,10	0,05	1,07	-5,67	7,76	0,92
Thesaurus	1,11	3,95	-0,18	-0,17	1,76	-5,22	8,01	0,39
Trinkaus Cap.	1,26	3,44	-0,42	0,24	1,28	-4,30	6,13	0,82
UniFonds	1,07	3,60	-0,43	0,59	1,23	-4,91	6,88	0,81
Univ.-Effekt	0,50	2,49	0,03	-0,66	0,14	-3,71	4,37	0,49
Zürich Invest Akt.	1,30	3,61	-0,25	0,09	1,76	-4,01	7,22	0,81
Mittelwert	1,12	3,65	-0,28	0,18	1,22	-5,10	6,93	0,59
Standardabweichung	0,24	0,42	0,22	0,32	0,36	0,87	0,90	0,20
Fonds24	1,15	3,62	-0,33	0,20	1,56	-4,82	7,08	0,51
Fonds26	1,08	3,43	-0,40	0,25	1,47	-4,78	6,65	0,42
Fonds50	1,11	3,51	-0,37	0,23	1,55	-4,80	6,85	0,46
DAX	1,34	4,39	-0,21	0,01	0,88	-5,27	8,00	0,77
CDAX	1,18	3,72	-0,25	-0,02	1,52	-4,62	7,39	0,61

Tabelle A.10: Fonds- und Indexrenditen (Zeitraum Z2)

B Fama/MacBeth-Regressionen

Kennzahl	FM-Statistik	t-Wert	p-Wert
ANLDEC	-0,362	-1,800	0,079
BCDAX	-1,424	-2,254	0,029
BDAX	-1,602	-2,296	0,027
BSLN	-0,125	-0,941	0,352
BSMELN	-0,255	-0,920	0,363
CF1DU	-0,661	-0,716	0,478
CF2DU	-0,661	-0,716	0,478
CF1R	-0,129	-0,220	0,827
CF2R	-0,060	-0,104	0,918
CF1RWR	-0,103	-1,089	0,282
CF2RWR	-0,032	-0,360	0,721
CF1P	-0,984	-0,754	0,455
CF2P	-1,073	-0,819	0,418
CF1WR	-0,057	-0,730	0,469
CF2WR	0,063	0,607	0,547
DYNV1	0,001	0,608	0,547
DYNV2	0,002	0,741	0,463
E1DU	-0,277	-0,395	0,695
E2DU	-0,641	-0,889	0,379
E1R	1,920	0,769	0,446
E2R	3,392	1,438	0,158
E1RWR	0,101	0,426	0,672
E2RWR	0,521	2,466	0,018
E1P	-5,604	-0,925	0,360
E2P	-4,140	-0,754	0,455
E1WR	-0,079	-0,321	0,750
E2WR	0,310	1,549	0,129
EKME	-1,035	-1,430	0,160
EKMEK	-1,145	-1,456	0,153
FKEK	0,008	0,182	0,857
FKMEK	0,011	0,255	0,800
MATQ	-0,214	-0,257	0,798
MEKMLN	-0,145	-0,834	0,409
PERSQ	-0,001	-0,001	1,000
ROI	-0,522	-0,185	0,854
RSTPEQ	-0,417	-0,265	0,792
SECDEX	0,011	0,108	0,914
SEDAX	0,011	0,110	0,913
STREU	-0,099	-0,190	0,850
STRDU1	0,341	0,893	0,377
UMSAUQ	-1,744	-2,420	0,020
UMSFOR	0,028	2,301	0,026
UMSLN	-0,139	-1,023	0,312
UMSP	-0,050	-0,378	0,707
UMSSACH	0,002	0,083	0,934
UMSVOR	0,002	0,359	0,722
UVVKKU	-0,197	-1,841	0,073

Tabelle B.1: Univariate Fama/MacBeth-Regressionen (Zeitraum Z1)

Kennzahl	FM-Statistik	t-Wert	p-Wert
ANLDEC	-0,167	-0,827	0,413
BCDAX	-0,321	-0,535	0,595
BDAX	-0,124	-0,187	0,853
BSLN	0,283	2,198	0,033
BSMELN	-0,251	-0,866	0,392
CF1DU	-2,042	-2,093	0,042
CF2DU	-1,478	-1,622	0,112
CF1R	-0,662	-1,567	0,124
CF2R	-0,856	-1,964	0,056
CF1RWR	-0,153	-0,948	0,348
CF2RWR	-0,219	-0,992	0,327
CF1P	-0,223	-0,290	0,773
CF2P	-0,629	-0,886	0,381
CF1WR	-0,295	-1,493	0,143
CF2WR	-0,241	-1,210	0,233
DYNV1	-0,001	-0,311	0,757
DYNV2	0,000	0,143	0,887
E1DU	0,307	0,568	0,573
E2DU	0,002	0,004	0,997
E1R	3,677	1,410	0,166
E2R	3,246	1,238	0,222
E1RWR	0,119	0,518	0,607
E2RWR	-0,097	-0,360	0,720
E1P	6,106	1,256	0,216
E2P	4,534	0,866	0,391
E1WR	0,169	0,791	0,434
E2WR	-0,086	-0,385	0,702
EKME	-0,311	-0,459	0,648
EKMEK	-0,529	-0,772	0,444
FKEK	-0,004	-0,121	0,904
FKMEK	0,029	0,453	0,653
MATQ	-1,878	-1,856	0,070
MEKMLN	0,352	2,518	0,016
PERSQ	-0,071	-0,041	0,967
ROI	2,271	0,592	0,557
RSTPEQ	0,503	0,239	0,812
SECDAX	-0,073	-0,944	0,351
SEDAX	-0,089	-1,219	0,230
STREU	0,224	0,480	0,634
STRDU1	0,163	0,555	0,582
UMSAUQ	0,784	0,878	0,385
UMSFOR	0,031	0,948	0,349
UMSLN	0,280	2,044	0,047
UMSP	-0,039	-0,446	0,658
UMSSACH	-0,010	-0,501	0,619
UMSVOR	0,017	3,325	0,002
UVVKKU	0,297	2,692	0,010

Tabelle B.2: Univariate Fama/MacBeth-Regressionen (Zeitraum Z2)

Modell	Kennzahl	FM-Statistik	t-Wert	p-Wert
CDAX	$\bar{\gamma}_0$	2,297	3,209	0,003
	BCDAX	-1,425	-2,307	0,026
DAX	$\bar{\gamma}_0$	2,172	2,826	0,007
	BDAX	-1,541	-2,248	0,030
FFa	$\bar{\gamma}_0$	2,883	1,813	0,077
	DUB5	0,550	0,908	0,369
	DUB9	0,110	0,110	0,913
	BCDAX	-1,224	-1,936	0,059
	EKMEK	-0,595	-0,756	0,454
	MEKMLN	-0,071	-0,427	0,671
FM1	$\bar{\gamma}_0$	1,816	2,569	0,014
	DUB5	0,625	1,003	0,321
	DUB9	1,121	1,063	0,294
	BCDAX	-1,346	-2,166	0,036
	E2RWR	0,565	2,785	0,008
	UMSFOR	0,035	2,696	0,010
	E2DU	-0,249	-0,363	0,719

Tabelle B.3: Fama/MacBeth-Regressionen für ausgewählte Modelle (Zeitraum Z1)

Modell	Kennzahl	FM-Statistik	t-Wert	p-Wert
CDAX	$\bar{\gamma}_0$	1,202	2,063	0,045
	BCDAX	-0,331	-0,563	0,577
DAX	$\bar{\gamma}_0$	0,985	1,691	0,098
	BDAX	-0,141	-0,217	0,829
FFa	$\bar{\gamma}_0$	-1,009	-0,696	0,490
	DUB5	-0,304	-0,686	0,496
	DUB9	-0,551	-0,855	0,398
	BCDAX	-0,259	-0,453	0,653
	EKMEK	-0,332	-0,506	0,615
	MEKMLN	0,302	2,114	0,040
FM2	$\bar{\gamma}_0$	-1,993	-1,382	0,174
	DUB5	-0,321	-0,791	0,433
	DUB9	-0,484	-0,786	0,436
	CF1WR	-0,350	-2,061	0,045
	MEKMLN	0,355	2,358	0,023
	UMSVOR	0,015	2,840	0,007
	CF1DU	-3,004	-3,194	0,003
	E1DU	1,721	2,849	0,007

Tabelle B.4: Fama/MacBeth-Regressionen für ausgewählte Modelle (Zeitraum Z2)

C Stilindizes

Stilindex zu Merkmal	Mittelwert		Standardabw.		Korr.
	A	C	A	C	
ANLDEC	-0,63	-0,27	2,65	2,60	0,69
BCDAX	-0,10	-0,71	2,70	2,56	0,70
CF1R	-0,32	0,24	3,21	2,31	0,65
CF1WR	0,12	0,41	2,77	2,33	0,66
E1P	-0,07	-0,54	3,94	3,12	0,78
E2R	-0,41	0,18	3,08	1,87	0,41
E2RWR	-0,15	0,43	2,38	2,49	0,67
EKMEK	-0,00	-0,69	4,02	3,56	0,86
FKMEK	0,24	-0,21	3,36	2,90	0,83
MEKMLN	-0,16	-0,24	4,13	3,74	0,96
UMSFOR	-0,63	-0,46	3,40	2,45	0,87
UMSVOR	-0,12	0,15	2,81	1,88	0,75

Tabelle C.1: Stilindexrenditen – Vergleich von Version A und C (Zeitraum Z1)

Stilindex zu Merkmal	Mittelwert		Standardabw.		Korr.
	A	C	A	C	
ANLDEC	0,53	-0,11	2,53	1,93	0,52
BCDAX	-0,87	-0,53	2,68	2,95	0,66
CF1R	0,15	-0,17	1,91	1,71	0,58
CF1WR	0,23	0,05	2,60	1,98	0,34
E1P	0,32	0,49	2,46	1,56	0,58
E2R	0,61	0,71	2,53	2,40	0,70
E2RWR	0,22	0,08	2,58	1,93	0,64
EKMEK	0,06	-0,11	2,70	2,90	0,50
FKMEK	-0,56	-0,24	2,81	3,09	0,70
MEKMLN	1,07	1,18	3,36	3,23	0,94
UMSFOR	0,33	0,32	2,57	2,57	0,69
UMSVOR	0,61	0,18	2,21	2,12	0,48

Tabelle C.2: Stilindexrenditen – Vergleich von Version A und C (Zeitraum Z2)

Stilindizes	CDAX	DBANKEN	DVERSICH	DANLDECC	DBCDAXC	DCFIRC	DCF1WRC	DEIPC	DE2RC	DE2RWRC	DEKMEKC	DFKMEKC	DMEKMLNC	DUMSFORC	DUMSVORC
CDAX	1,00														
DBANKEN	-0,26	1,00													
DVERSICH	-0,23	0,42	1,00												
DANLDECC	-0,17	-0,35	-0,27	1,00											
DBCDAXC	0,59	-0,02	-0,04	-0,22	1,00										
DCFIRC	0,01	-0,27	-0,06	0,01	-0,16	1,00									
DCF1WRC	-0,03	-0,00	0,14	0,17	-0,13	0,34	1,00								
DEIPC	0,08	-0,15	-0,45	-0,01	0,03	0,18	-0,33	1,00							
DE2RC	-0,18	-0,27	-0,07	0,38	-0,48	0,42	0,31	0,13	1,00						
DE2RWRC	0,07	-0,09	-0,03	-0,10	0,11	0,22	0,33	-0,16	0,21	1,00					
DEKMEKC	0,15	0,20	-0,27	-0,28	0,35	-0,35	-0,51	0,58	-0,58	-0,28	1,00				
DFKMEKC	0,30	0,21	-0,10	-0,52	0,54	-0,15	-0,35	0,34	-0,70	-0,09	0,80	1,00			
DMEKMLNC	0,07	0,25	0,03	-0,58	0,09	-0,01	-0,13	0,15	-0,22	0,13	0,25	0,32	1,00		
DUMSFORC	-0,13	-0,48	-0,14	0,37	-0,37	0,27	-0,00	0,12	0,49	-0,12	-0,32	-0,48	-0,45	1,00	
DUMSVORC	-0,04	-0,53	-0,41	0,22	-0,19	0,26	-0,06	0,22	0,30	0,08	-0,06	-0,12	0,00	0,47	1,00

Tabelle C.3: Korrelationen der Überschubrenditen von Stilindizes (Zeitraum Z0)

D Stilanalysen

Fonds	Buch-Marktwert-Verhältnis (DEKMEKA)		Größe (DMEKMLNA)	
	Sensitivität	t-Wert	Sensitivität	t-Wert
Adifonds	0,021	0,65	-0,065	-2,26
Alte Leipz. A	0,054	1,66	0,007	0,24
Bethm. Taunus	0,073	1,72	0,038	0,99
Concentra	0,061	2,49	0,046	2,06
DIT-F.Vermög.	0,083	2,10	-0,159	-4,47
DIT-Spezial	-0,156	-2,78	-0,358	-7,07
DIT-Wachstums	0,073	2,34	-0,040	-1,41
DWS Bayern	-0,136	-2,76	-0,036	-0,73
DekaFonds	0,066	2,38	-0,047	-1,88
FT Ff.-Effekt	0,088	3,91	0,018	0,90
Fondak	-0,037	-1,31	-0,032	-1,27
Hauck-Main I	0,066	2,01	-0,024	-0,80
Investa	0,085	3,02	0,055	2,15
MK Alkap.	0,082	2,55	-0,043	-1,46
MMWI-Progress	0,003	0,06	-0,124	-2,60
OP Privat	0,081	2,66	-0,074	-2,69
Plusfonds	0,035	1,03	-0,100	-3,26
Privatfonds	0,032	0,48	-0,078	-1,29
Provesta	-0,003	-0,07	-0,244	-6,92
Ring-Akt. DWS	0,111	3,42	0,041	1,41
SMH-Special-I	-0,040	-0,84	-0,166	-3,86
Thesaurus	-0,001	-0,05	0,001	0,06
UniFonds	0,069	2,48	0,009	0,34
Univ.-Effekt	0,000	0,01	-0,249	-4,84
Mittelwert	0,030	1,13	-0,068	-1,61
Durchschnittlicher Betrag	0,061	1,78	0,086	2,29
Standardabweichung	0,068	1,82	0,104	2,54
Fonds24	0,031	1,64	-0,068	-3,96
Fonds50	0,042	2,29	-0,062	-3,77

Tabelle D.1: Value- und Größe-Anlagestile deutscher Investmentfonds
(Zeitraum Z0, gemessen an Stilindizes der Version A)

Fonds	White-Test p-Wert	Durbin/Watson-Test ⁴		Shapiro/Wilk-Test p-Wert
		$\hat{\rho}$	DW	
Adifonds	0.437	-0,104	2,196	0,136
Alte Leipz. A	0.419	-0,027	1,982	0,352
Bethm. Taunus	0.474	0,063	1,845	0,612
Concentra	0.478	-0,102	2,143	0,912
DIT-Fonds Vermög.	0.293	-0,263	2,518	0,870
DIT-Spezial	0.185	0,113	1,711	0,270
DIT-Wachstums	0.145	-0,087	2,138	0,574
DWS Bayern	0.333	-0,121	2,124	0,890
DekaFonds	0.416	-0,113	2,203	0,303
FT Ff.-Effekt	0.684	-0,193	2,377	0,442
Fondak	0.412	-0,092	2,164	0,960
Hauck-Main I	0.746	-0,051	2,054	0,891
Investa	0.711	-0,115	2,195	0,981
MK Alfakapital	0.696	-0,144	2,255	0,641
MMWI-Progress	0.223	-0,054	2,089	0,000
OP Privat	0.276	-0,265	2,521	0,093
Plusfonds	0.121	0,081	1,695	0,678
Privatfonds	0.026	-0,098	2,169	0,857
Provesta	0.631	0,076	1,828	0,447
Ring-Akt. DWS	0.141	-0,032	2,025	0,901
SMH-Special-I	0.174	0,232	1,512	0,589
Thesaurus	0.440	-0,199	2,382	0,849
UniFonds	0.293	-0,032	2,028	0,251
Univ.-Effekt	0.028	-0,055	2,106	0,873
Fonds 24	0.396	-0,232	2,437	0,187
Fonds 50	0.269	-0,184	2,324	0,242

Tabelle D.2: Tests auf Heteroskedastizität, Autokorrelation und Normalverteilung der Störterme
(Basis: Stilanalyse-Regressionen auf CDAX und Größe-Stilindex DMEKMLNC)

⁴Die Spalte „ $\hat{\rho}$ “ gibt die geschätzte Autokorrelation der Fondsrenditen an, die Spalte „DW“ die Durbin/Watson-Teststatistik. Für das vorliegende Testproblem wird die Nullhypothese nicht autokorrelierter Störterme zum Signifikanzniveau von 5 % abgelehnt, wenn die DW-Teststatistik den Wert 1,606 unterschreitet oder den Wert 2,394 überschreitet.

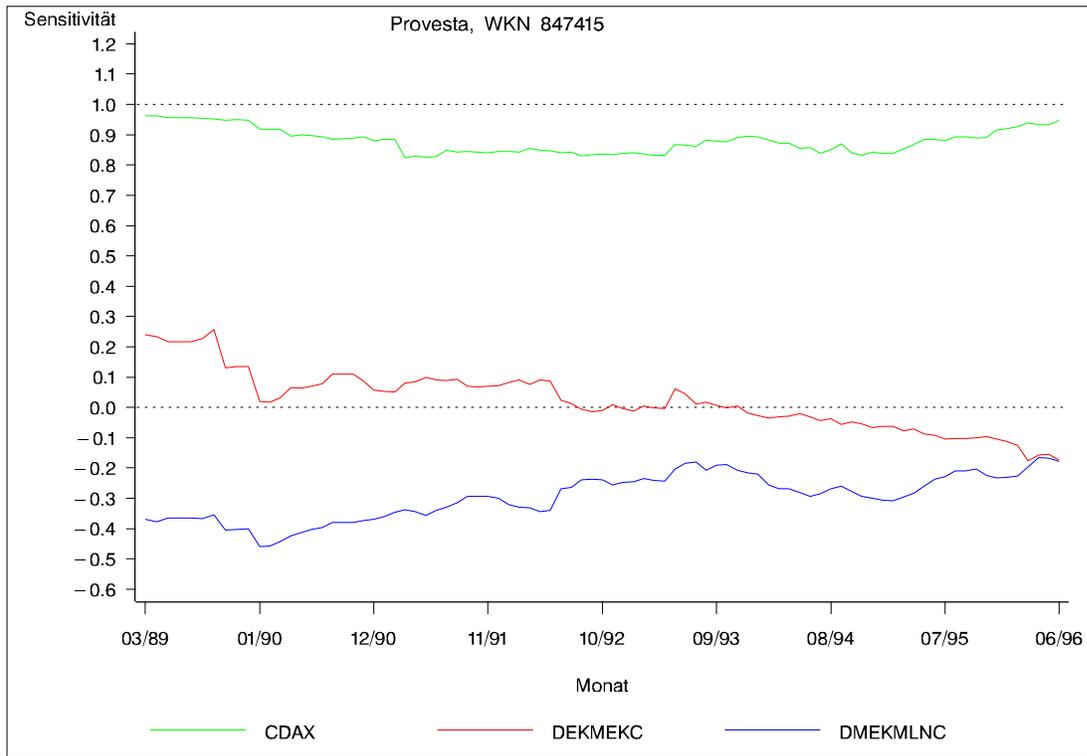


Abbildung D.1: Value- und Größe-Anlagestile des Provesta

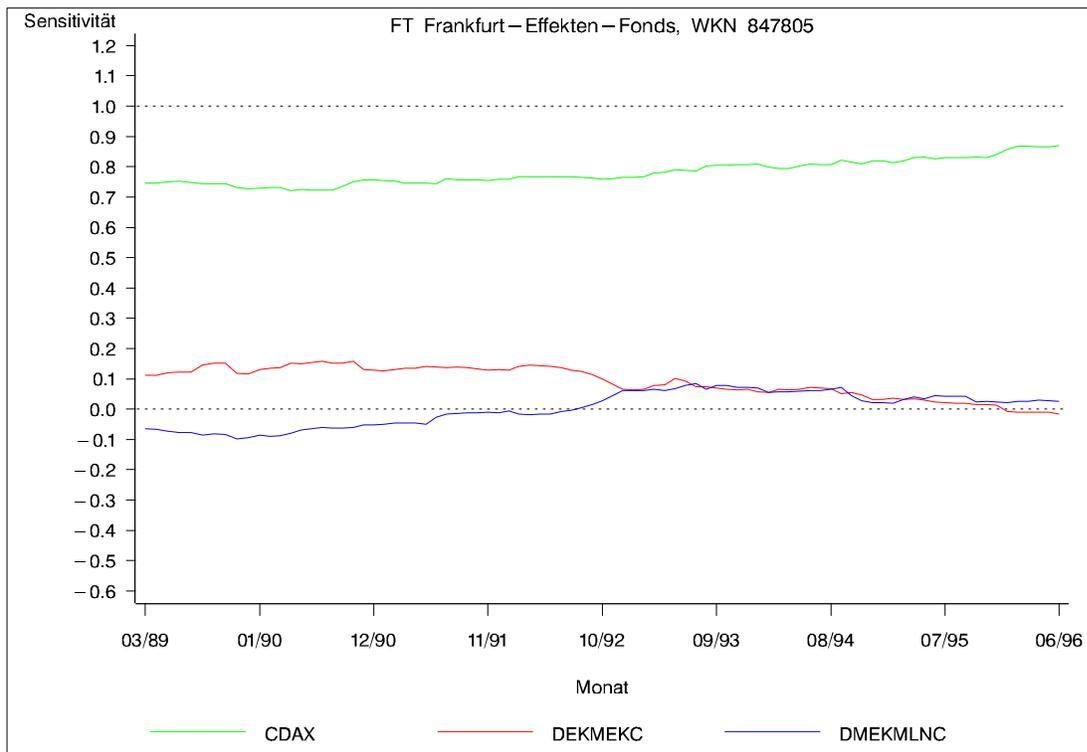


Abbildung D.2: Value- und Größe-Anlagestile des FT Frankfurt-Effekten-Fonds

E Klassische Performancemessung

Fonds	\bar{r}_P	$\hat{\sigma}[\bar{r}_P]$	$\hat{\beta}_{PI}$	$\hat{\sigma}[\hat{\epsilon}_{PI}]$	\hat{J}_{PI}	\hat{A}_{PI}	\hat{A}_{PI}^+	\hat{S}_P
Adifonds	-0,284	5,145	0,908	1,064	-0,020	-0,019	-0,018	-0,055
Alte Leipz. A	0,079	4,599	0,806	1,101	0,314*	0,285	0,259	0,017
Bethm. Taunus	-0,719	4,643	0,799	1,413	-0,487**	-0,345	-0,244	-0,155
Concentra	-0,035	5,815	1,035	0,960	0,266*	0,277	0,289	-0,006
DIT-F. Vermög.	0,075	4,979	0,845	1,706	0,321	0,188	0,110	0,015
DIT-Spezial	-0,327	5,186	0,828	2,435	-0,086	-0,035	-0,014	-0,063
DIT-Wachstums	-0,388	5,767	1,025	0,977	-0,090	-0,092	-0,094	-0,067
DWS Bayern	-0,398	4,559	0,788	1,312	-0,169	-0,129	-0,098	-0,087
DekaFonds	-0,276	5,581	0,994	0,878	0,013	0,015	0,017	-0,049
FT Ff.-Effekt	-0,215	4,350	0,768	0,901	0,008	0,009	0,010	-0,050
Fondak	-0,285	5,478	0,972	1,008	-0,003	-0,003	-0,003	-0,052
Hauck-Main I	-0,128	5,721	1,011	1,169	0,166	0,142	0,121	-0,022
Investa	0,010	5,332	0,944	1,031	0,284*	0,276	0,268	0,002
MK Alfakap.	-0,628	4,612	0,813	0,984	-0,392**	-0,398	-0,405	-0,136
MMWI-Progress	-0,450	5,493	0,925	1,984	-0,181	-0,091	-0,046	-0,082
OP Privat	-0,302	5,127	0,904	1,083	-0,039	-0,036	-0,034	-0,059
Plusfonds	-0,203	5,019	0,885	1,075	0,054	0,050	0,047	-0,040
Privatfonds	-0,589	4,152	0,620	2,358	-0,409	-0,173	-0,074	-0,142
Provesta	-0,264	4,759	0,813	1,542	-0,028	-0,018	-0,012	-0,056
Ring-Akt. DWS	-0,391	4,843	0,846	1,219	-0,145	-0,119	-0,097	-0,081
SMH-Special-I	-0,028	4,871	0,813	1,873	0,208	0,111	0,059	-0,006
Thesaurus	-0,210	5,765	1,025	0,984	0,087	0,089	0,090	-0,037
UniFonds	-0,137	5,409	0,962	0,912	0,142	0,156	0,171	-0,025
Univ.-Effekt	-0,870	3,505	0,520	2,018	-0,719**	-0,356	-0,177	-0,248
Mittelwert	-0,290	5,030	0,869	1,333	-0,038	-0,009	0,005	-0,062
Standardabweichung	0,242	0,575	0,126	0,476	0,263	0,189	0,159	0,060
Fonds24	-0,290	4,865	0,869	0,696	-0,038	-0,054	-0,078	-0,060
Fonds50	-0,330	4,753	0,849	0,651	-0,083	-0,127	-0,196	-0,069

Tabelle E.1: Klassische Performancemaße deutscher Investmentfonds im Zeitraum Z1 (Benchmark CDAX)

Fonds	\bar{r}_P	$\hat{\sigma}[\bar{r}_P]$	$\hat{\beta}_{PI}$	$\hat{\sigma}[\hat{\epsilon}_{PI}]$	\hat{J}_{PI}	\hat{A}_{PI}	\hat{A}_{PI}^+	\hat{S}_P
AC Deutschland	0,704	3,543	0,919	0,834	0,054	0,065	0,078	0,199
AC Welt	0,688	3,183	0,817	0,867	0,109	0,126	0,145	0,216
Adifonds	0,758	4,090	1,072	0,768	-0,001	-0,001	-0,001	0,185
Alte Leipz. A	0,635	3,744	0,982	0,687	-0,060	-0,087	-0,127	0,170
Aufhäuser-U. I	0,596	3,758	0,978	0,833	-0,096	-0,115	-0,138	0,159
BB-Dt.-Invest	0,714	3,950	1,037	0,709	-0,019	-0,027	-0,038	0,181
BIL Dt. Spez.	-0,071	3,324	0,738	1,772	-0,549*	-0,310	-0,175	-0,021
Bethm. Taunus	0,769	3,439	0,868	1,117	0,155	0,138	0,124	0,224
BfG Inv. Akt.	0,602	3,735	0,982	0,637	-0,093	-0,145	-0,228	0,161
Concentra	0,756	4,084	1,078	0,578	-0,007	-0,011	-0,020	0,185
DIT-F.Vermög.	0,700	3,493	0,908	0,789	0,058	0,073	0,093	0,200
DIT-Spezial	0,128	3,656	0,781	2,213	-0,425	-0,192	-0,087	0,035
DIT-Wachstums	0,834	4,500	1,178	0,870	0,000	0,000	0,000	0,185
DVG-Select	0,823	3,832	0,984	1,049	0,127	0,121	0,115	0,215
DWS Bayern	1,135	2,648	0,568	1,545	0,397	0,257	0,166	0,429
DekaFonds	0,754	4,194	1,097	0,829	-0,022	-0,026	-0,032	0,180
Dt. Berenb. U.	0,729	3,818	0,986	0,970	0,032	0,033	0,034	0,191
E&G Privat. MK	0,445	3,241	0,763	1,543	-0,094	-0,061	-0,040	0,137
Elfoaktiv	0,431	3,668	0,957	0,760	-0,246**	-0,324	-0,426	0,118
FT Ff.-Effekt	0,661	3,273	0,862	0,504	0,051	0,100	0,199	0,202
Ff. Spar. Deka	0,669	4,030	1,050	0,861	-0,074	-0,086	-0,100	0,166
Fondak	0,530	3,284	0,860	0,623	-0,078	-0,126	-0,202	0,161
GT Dt. Aktien	0,601	4,204	1,100	0,816	-0,178	-0,218	-0,267	0,143
HANSAeffekt	0,656	3,689	0,960	0,811	-0,024	-0,029	-0,036	0,178
HMT-Proinvest	0,621	3,786	0,979	0,932	-0,072	-0,077	-0,083	0,164
Hauck-Main I	0,742	3,914	1,019	0,859	0,022	0,025	0,030	0,190
Helvetia A. FT	0,575	3,301	0,848	0,898	-0,025	-0,027	-0,031	0,174
Hypo-Inv.Kap.	0,765	4,026	1,054	0,761	0,019	0,025	0,033	0,190
Investa	0,869	4,129	1,084	0,727	0,102	0,141	0,194	0,211
Köln-Akt. Deka	0,728	3,948	1,034	0,750	-0,003	-0,005	-0,006	0,184
MAT Dt. Fonds	0,366	3,641	0,897	1,405	-0,269	-0,191	-0,136	0,100
MK Alfakap.	0,741	3,880	1,014	0,782	0,024	0,031	0,039	0,191
MMWI-Progress	1,018	4,454	1,158	0,990	0,199	0,201	0,203	0,229
Metallb. A. DWS	0,622	2,836	0,645	1,500	0,166	0,110	0,074	0,219
NB-Portf.-FT	0,713	2,757	0,714	0,670	0,208**	0,310	0,463	0,258
Nürnb. ADIG A	0,776	3,516	0,889	1,131	0,148	0,130	0,115	0,221
OP DA	0,068	3,086	0,713	1,556	-0,437*	-0,281	-0,180	0,022
OP Privat	0,695	3,628	0,939	0,887	0,031	0,035	0,039	0,192
OP Spezialw.	0,438	3,560	0,766	2,128	-0,104	-0,049	-0,023	0,123
PEH-Univ.-F. I	0,831	3,300	0,797	1,419	0,268	0,189	0,133	0,252
Plusfonds	0,717	3,724	0,950	1,100	0,045	0,041	0,037	0,192
Privatfonds	0,742	3,970	1,017	1,110	0,022	0,020	0,018	0,187
Provesta	1,067	3,596	0,883	1,421	0,442**	0,311	0,219	0,297
Ring-Akt. DWS	0,974	3,530	0,916	0,828	0,326**	0,394	0,476	0,276
SMH-Special-I	0,461	3,848	0,982	1,130	-0,234	-0,207	-0,183	0,120
Thesaurus	0,636	3,931	1,037	0,572	-0,097	-0,170	-0,298	0,162
Trinkaus Cap.	0,788	3,425	0,864	1,122	0,176	0,157	0,140	0,230
UniFonds	0,597	3,596	0,934	0,824	-0,064	-0,077	-0,094	0,166
Univ.-Effekt	0,027	2,441	0,421	1,883	-0,271	-0,144	-0,076	0,011
Zürich Inv. A.	0,836	3,596	0,927	0,934	0,180	0,193	0,207	0,232
Mittelwert	0,653	3,636	0,920	1,026	-0,004	0,005	0,007	0,180
Standardabweichung	0,238	0,427	0,148	0,397	0,194	0,160	0,171	0,072
Fonds24	0,686	3,602	0,951	0,495	0,013	0,026	0,053	0,190
Fonds26	0,608	3,414	0,900	0,517	-0,029	-0,056	-0,109	0,178
Fonds50	0,645	3,501	0,924	0,491	-0,009	-0,018	-0,037	0,184

Tabelle E.2: Klassische Performancemaße deutscher Investmentfonds im Zeitraum Z2 (Benchmark CDAX)

Symbolverzeichnis

$\mathbf{0}$	(Geeignet dimensionierter) Nullvektor
$\mathbf{1}$	(Geeignet dimensionierter) Einsvektor
$A_{PZ} (\hat{A}_{PI})$	Appraisal-Ratio von Investmentfonds P gemessen an Portefeuille Z (bzw. an Wertpapierindex I)
$AS_{PL} (\hat{AS}_{PX})$	Stil-Appraisal-Ratio von Investmentfonds P hinsichtlich des Vektors \mathbf{L} der modifizierten Risikofaktoren (bzw. hinsichtlich der Stilindexkombination \mathbf{X})
$A_{PZ}^+ (\hat{A}_{PI}^+)$	Modifizierte Appraisal-Ratio von Investmentfonds P gemessen an Portefeuille Z (bzw. an Wertpapierindex I)
$AS_{PL}^+ (\hat{AS}_{PX}^+)$	Modifizierte Stil-Appraisal-Ratio von Investmentfonds P hinsichtlich des Vektors \mathbf{L} der modifizierten Risikofaktoren (bzw. hinsichtlich der Stilindexkombination \mathbf{X})
A_Z^*, C_Z^* ; A_Z^S, C_Z^S ; A_Z^T, C_Z^T	Benchmarkportefeuilles für die Portefeuilles A und P bei der Ermittlung der Sharpe-Ratio nach Modigliani/Modigliani (A_Z^*, C_Z^*), der Sharpe-Ratio (A_Z^S, C_Z^S) bzw. der Treynor-Ratio (A_Z^T, C_Z^T), jeweils gemessen an Portefeuille Z
Ausg $_P$	Ausgabeaufschlag für Fonds P (in %)
$\tilde{A}W_{Pt}, AW_{Pt-1}$	Anteilwert von Fonds P im Zeitpunkt t bzw. $t - 1$
a_{it}	Wertpapierspezifische Konstante
B	Benchmark
b_B	Bewertungsrelevantes Risiko von Benchmark B
$b_i (b_{it})$	Sensitivität der Rendite von Zahlungsanspruch i gegenüber Faktor \tilde{Z} (in Periode t)
$b_{ik} (b_{ikt})$	Sensitivität der Rendite von Zahlungsanspruch i gegenüber Faktor \tilde{v}_k^* (\tilde{v}_{kt}^*)
b_{iZ}	Sensitivität der Rendite von Zahlungsanspruch i gegenüber der Überschußrendite \tilde{r}_Z
c_{lk}	Unternehmensunabhängige Konstante
$\text{corr}[\cdot, \cdot]$	Korrelationskoeffizient zwischen zwei Zufallsvariablen

$\text{cov}[\cdot, \cdot]$	Kovarianz von zwei Zufallsvariablen
\tilde{D}_{Pt-x}	Barausschüttung des Fonds P im Zeitpunkt $t - x$
D_l	Unternehmensspezifisches fundamentales Merkmal, ($l = 1, \dots, L$)
\mathbf{D}_{t-1}	$(N \times L)$ -Matrix der Merkmalsausprägungen d_{ilt-1}
\tilde{d}_{Plt-1}	Sensitivität der Rendite von Investmentfonds P in Periode t gegenüber Faktor \tilde{F}_{lt}
\tilde{d}_{hlt}	Anlagestil von Investmentfonds h hinsichtlich Merkmal D_l in Periode t
$\bar{d}_{PFt-1}, \bar{d}_{Plt-1}$	Im Zeitpunkt $t - 1$ erwartete Sensitivität von Investmentfonds P gegenüber dem Geldmarkzinssatz bzw. dem Index I
$\bar{d}_{Px\tau-1}, \bar{d}_{Pl\tau-1}$ ($\tilde{d}_{Px\tau-1}$)	Im Zeitpunkt $\tau - 1$ für die folgende Periode (geschätzter) erwarteter Anlagestil von Investmentfonds P hinsichtlich Stilindex x bzw. Merkmal D_l
$\bar{\mathbf{d}}_{P\mathbf{X}\tau-1}$ ($\tilde{\mathbf{d}}_{P\mathbf{X}\tau-1}$)	Im Zeitpunkt $\tau - 1$ (geschätzter) Anlagestil von Investmentfonds P hinsichtlich Stilindexkombination \mathbf{X} , $\bar{\mathbf{d}}_{P\mathbf{X}\tau-1} = (\bar{d}_{P0\tau-1}, \dots, \bar{d}_{PX\tau-1})'$
\hat{d}_{Px}	Geschätzter Anlagestil von Investmentfonds P hinsichtlich Stilindex x
$\hat{\mathbf{d}}_{P\mathbf{X}}$	Schätzfunktion für den Anlagestil von Investmentfonds P gemessen an der Stilindexkombination \mathbf{X}
d_{P0}	Zeitunabhängiger fester Effekt im systematischen Risiko von Investmentfonds P
d_{Pl}	Anlagestil von Investmentfonds P hinsichtlich Merkmal D_l
d_{Pmt-1}	Durchschnittliche Ausprägung des Merkmals D_m der im Portefeuille P enthaltenen Aktien ($m = 1, \dots, L, L + 1, \dots, L'$)
$\mathbf{d}_{h\mathbf{L}}$	(Konstanter) Anlagestil von Fonds h hinsichtlich der bewertungsrelevanten Merkmale D_l ($l = 1, \dots, L$)
d_{i0}	Unbeobachtbare unternehmensabhängige Konstante
d_{ilt-1}	Ausprägung des Merkmals D_l für Unternehmen i in Periode t , beobachtbar und quantifizierbar im Zeitpunkt $t - 1$
$d_{(l)jt-1}^*$	Gewichtetes Mittel der Ausprägungen von Merkmal D_j im Faktorportefeuille $P_{(l)t}^*$, $d_{(l)jt-1}^* = \sum_{i=1}^N x_{i(l)t}^* d_{ijt-1}$ ($j, l = 1, \dots, L$)
$E[\cdot]$	Erwartungswert einer Zufallsvariablen
$E_{t-1}[\cdot]$	Bedingter Erwartungswert auf Basis der in $t - 1$ öffentlich verfügbaren Informationen
\tilde{F}_{0t}	Modifizierter Risikofaktor, $\tilde{F}_{0t} = \sum_{k=1}^K (\lambda_k^* + \tilde{v}_{kt}^*)$
\tilde{F}_{lt}	Modifizierter Risikofaktor, $\tilde{F}_{lt} = \sum_{k=1}^K c_{lk} (\lambda_k^* + \tilde{v}_{kt}^*)$
$\tilde{\mathbf{F}}_t$ ($\hat{\mathbf{F}}_t$)	(KQ-Schätzwert für den) Vektor der Faktorrenditen in Periode t , $\tilde{\mathbf{F}}_t = (R_{Ft}, \tilde{F}_{1t}, \dots, \tilde{F}_{Lt})'$
$\tilde{\mathbf{F}}$	Vektor der Fama/MacBeth-Schätzfunktionen

$f(\tilde{m})$	Funktion, die die Anpassung der Portfeuillezusammensetzung in Abhängigkeit des Timingsignals \tilde{m} beschreibt
$\tilde{G}_{P_{t-x}}$	Steuerpflichtiger Bruttoertrag pro Anteilschein des Fonds P im Zeitpunkt $t - x$
$g(g^*)$	(Lösungswert für den) Lagrangemultiplikator
$H_0, H_0^l, H_0^A, H_0^{B,l}$	Nullhypothesen
H	Anzahl der Investmentfonds
h	Investmentfonds ($h = 1, \dots, H$)
I	Wertpapierindex
i	Aktie, Zahlungsanspruch ($i = 1, \dots, N$ bzw. $i = 1, \dots, N'$)
$J_{PZ} (\hat{J}_{PI})$	Jensens Alpha von Investmentfonds P gemessen an Portfeuille Z (bzw. an Wertpapierindex I)
$JS_{PL} (\hat{JS}_{PX})$	Stil-Alpha von Investmentfonds P hinsichtlich des Vektors \mathbf{L} der modifizierten Risikofaktoren (bzw. hinsichtlich der Stilindexkombination \mathbf{X})
$\tilde{K}_{P_{t-x}}$	Summe aus anrechenbarem Körperschaftsteuerguthaben und anrechenbarer Kapitalertragsteuer von Investmentfonds P im Zeitpunkt $t - x$
k	Risikofaktor ($k = 1, \dots, K$)
$L' (L)$	Anzahl der (bewertungsrelevanten) unternehmensspezifischen Merkmale
\mathbf{L}	Vektor der modifizierten Risikofaktoren
\mathbf{L}^*	Stilindexkombination, $\mathbf{L}^* = (\tilde{R}_{(0)t}, \dots, \tilde{R}_{(L)t}, R_{Ft})'$
M	Marktportfeuille
\tilde{m}	Timingsignal
N	Anzahl der auf dem Marktsegment gehandelten Aktien
N'	Anzahl der originären Zahlungsansprüche
Obs	Anzahl der Beobachtungen, $\text{Obs} = \sum_{i=1}^N T_i$
$\tilde{P}_i (P_{is})$	Preis des Zahlungsanspruchs i in einer Periode (in Zustand s)
$\tilde{P}_{i,t}$	Preis von Zahlungsanspruch i zum Zeitpunkt t
P	Portfeuille, Investmentfonds
P_B^S	Portfeuille bestehend aus P und risikoloser Anlage/Verschuldung mit $\sigma[\tilde{r}_{P_B^S}] = \sigma[\tilde{r}_B]$
P_{It}	Indexstand von Index I zum Zeitpunkt t
$P_{(l)t}$	Zeitabhängiges Faktorportfeuille zu Risikofaktor l ($l = 0, \dots, L$)
$P_{(l)t}^*$	Zeitabhängiges Faktorportfeuille hinsichtlich Faktor l aus den Fama/MacBeth-Regressionen
prob_s	Eintrittswahrscheinlichkeit von Zustand s

Q	Anzahl der Präferenzfunktionen
$\tilde{R}_{It}, \tilde{R}_{Pt}$	Rendite von Wertpapierindex I bzw. von Investmentfonds P in Periode t , $R_{It} = P_{It}/P_{It-1} - 1$
\tilde{R}_M	Rendite des Marktportefeuilles
\tilde{R}_i (\tilde{R}_{it})	Rendite von Zahlungsanspruch i (in Periode t)
$\tilde{\mathbf{R}}_t$	Vektor der Wertpapierrenditen in Periode t , $\tilde{\mathbf{R}}_t = (\tilde{R}_{1t}, \dots, \tilde{R}_{Nt})'$
$\tilde{R}_{(l)t}, \tilde{R}_{(l)t}^*, \tilde{R}_{(x)t}$	Renditen der Faktorportefeuilles $P_{(l)t}$ und $P_{(l)t}^*$ bzw. des Stilindex x in Periode t
R_F (R_{Ft})	Risikoloser Kassazinssatz (in Periode t)
\tilde{r}_I, \tilde{r}_P ($\tilde{r}_{It}, \tilde{r}_{Pt}$)	Überschußrendite von Wertpapierindex I bzw. von Portefeuille P (in Periode t)
\tilde{r}_M	Überschußrendite des Marktportefeuilles
\tilde{r}_V (\tilde{r}_{Vt})	Überschußrendite des Vermögens V des Investors (in Periode t)
\tilde{r}_i, \tilde{r}_h ($\tilde{r}_{it}, \tilde{r}_{ht}$)	Überschußrendite von Zahlungsanspruch i bzw. von Fonds h (in Periode t), $\tilde{r}_{it} = \tilde{R}_{it} - R_{Ft}$
$\tilde{\mathbf{r}}$	Vektor der Überschußrenditen der Aktien, ($\tilde{\mathbf{r}} = \tilde{r}_1, \dots, \tilde{r}_N$)'
$\tilde{r}_{(l)t}$	Überschußrendite des Stilportefeuilles $P_{(l)t}$ in Periode t
\bar{r}_I, \bar{r}_P	Arithmetisches Mittel der Überschußrenditen von Wertpapierindex I bzw. Investmentfonds P
S, S^*, S^+ (S_t)	Anzahl von Zuständen, die (in Periode t) eintreten können
S_P (\hat{S}_P)	(Schätzwert für die) Sharpe-Ratio von Investmentfonds P
S_{PB}^m (\hat{S}_{PB}^m)	(Schätzwert für die) Sharpe-Ratio von Investmentfonds P in der Formulierung von Modigliani/Modigliani, gemessen am Benchmark B
SK_P, SK_h	Selektionskomponente der erwarteten Überschußrendite von Investmentfonds P bzw. h
SQR	Fehlerquadratsumme
$ST_{PX}, (\hat{ST}_{PX})$	(Geschätzte) Stil-Performance von Investmentfonds P hinsichtlich der Stilindexkombinationen \mathbf{X}
s, s^*, s^+	Zustand
s_E	Grenz-Einkommensteuersatz des Investors (einschließlich Solidaritätszuschlag)
T	Anzahl der Perioden ($t = 0, \dots, T$)
T_i	Anzahl der Perioden, in denen für Aktie i eine Beobachtung vorliegt
T_{PZ} (\hat{T}_{PI})	Treynor-Ratio von Investmentfonds P gemessen an Portefeuille Z (bzw. an Wertpapierindex I)
TK_P, TK_h	Timingkomponente von Investmentfonds P bzw. h
t	Zeitpunkt bzw. Periode ($t = 0, \dots, T$)

$t - x$	Zeitpunkt, an dem eine Ausschüttung des Investmentfonds erfolgt
$\tilde{u}_{P\mathbf{X}\tau}$	Fondsspezifische Rendite von Investmentfonds P in Periode τ gemessen an Stilindexkombination \mathbf{X}
V^*	Risikoeffizientes Portefeuille
V_0	Anfangsvermögen
\tilde{v}, \tilde{v}^*	Marktsegmentbezogene Risikofaktoren, $\tilde{v} = b_Z \tilde{v}^*$
\tilde{v}'	Nach Zugang des Timingsignals verbleibender marktsegmentbezogener Zufallseinfluß
$\tilde{v}_k^* (\tilde{v}_{kt}^*)$	(Zeitabhängiger) Risikofaktor, ($k = 1, \dots, K$)
$\text{var}[\cdot]$	Varianz einer Zufallsvariablen
\tilde{w}_{N+1P}	Sensitivität der Rendite von Investmentfonds P gegenüber \tilde{r}_Z
$\tilde{w}_{(l)Pt}$	Anteil des Portefeuilles P , der in Faktorportefeuille $P_{(l)t}$ gehalten wird
w_{iBt}	Expliziter Anteil von Wertpapier i im Benchmark B in Periode t
$w_{iP} (\tilde{w}_{iPt})$	Expliziter Anteil von Wertpapier i im Portefeuille P (in Periode t)
w_{iP}^*	Expliziter Anteil von Wertpapier i in einem risikoeffizienten Portefeuille
w_{ZP}	Anteil von Portefeuille Z im Portefeuille P
X	Anzahl der Stilindizes in der Stilindexkombination \mathbf{X}
\mathbf{X}	Stilindexkombination
\mathbf{X}_{t-1}	$(N \times (L + 1))$ -Regressormatrix, $\mathbf{X}_{t-1} = (\mathbf{1D}_{t-1})$
$\tilde{\mathbf{x}}$	Vektor der Störgrößen, $\tilde{\mathbf{x}} = (\tilde{\epsilon}'_1, \dots, \tilde{\epsilon}'_N, \tilde{v}')$, S.26
x	Stilindex ($x = 0, \dots, X$)
$x_{hV} (x_{hVt})$	Vermögensanteil, der (in Periode t) in Fonds h angelegt wird
x_{hVt}^*	Optimaler Vermögensanteil, der in Periode t in Fonds h angelegt wird
x_{iZ}	Anteil von Wertpapier i im Portefeuille Z
$x_{iP}, x_{ih} (x_{iPt}, x_{iht})$	Anteil von Wertpapier i im Investmentfonds P bzw. h (in Periode t)
$x_{i(l)t}, x_{i(l)t}^*$	Anteil von Wertpapier i im Faktorportefeuille $P_{(l)t}$ bzw. $P_{(l)t}^*$ in Periode t
Y_{It}	Normierter Stand von Index I im Zeitpunkt t
$\tilde{\mathbf{y}} (\tilde{\mathbf{y}}_t)$	Vektor der Informationssignale (für Periode t), $\tilde{\mathbf{y}} = (\tilde{\mathbf{z}}, \tilde{\mathbf{m}})$
\tilde{Z}	Risikofaktor, $Z = \lambda^* + \tilde{v}^*$
$\tilde{Z}^+ (\tilde{Z}_t^+)$	Stochastischer Diskontierungsfaktor (für Periode t)
Z	Risikoeffizientes Portefeuille ohne unsystematisches Risiko
Z_A^J, Z_C^J	Benchmarkportefeuilles für die Portefeuilles A und C bei der Ermittlung von Jensens Alpha
$Z(t)$	Zeitabhängiges Portefeuille, dessen Überschußrendite dem Risikofaktor \tilde{Z}_t^+ entspricht
$\tilde{z}_i (\tilde{z}_{it})$	Selektionssignal für Wertpapier i (in Periode t)

$\tilde{\mathbf{z}}$	Vektor der Selektionssignale, $\tilde{\mathbf{z}} = (\tilde{z}_1, \dots, \tilde{z}_N)$
z_{N+1}	Erwartete Überschußrendite von Portefeuille Z nach Informationszugang
$\tilde{\alpha}_{it}$	Hilfsvariable, $\tilde{\alpha}_{it} = d_{i0}\tilde{F}_{0t}$
$\tilde{\boldsymbol{\alpha}}_t$	Vektor der Zufallsvariablen $\tilde{\alpha}_{it}$, $\tilde{\boldsymbol{\alpha}}_t = (\tilde{\alpha}_{1t}, \dots, \tilde{\alpha}_{Nt})'$
$\beta_{PZ}, \beta_{hZ} (\hat{\beta}_{PI})$	Konstantes bewertungsrelevantes Risiko von Investmentfonds P bzw. h gemessen an Portefeuille Z (bzw. an Wertpapierindex I)
β_{iM}	Beta eines Wertpapiers i gemessen am Marktportefeuille M , $\beta_{iM} = \text{cov}[\tilde{R}_i, \tilde{R}_M] / \text{var}[\tilde{R}_M]$
$\hat{\beta}_{PI}^A$	Geschätzte Sensitivität der Überschußrendite von Investmentfonds P gegenüber dem CDAX (Regressionsmodell (4.15); Regressoren CDAX, DEKMEKC, DMEKMLNC)
$\hat{\beta}_{P(1)}^A, \hat{\beta}_{P(2)}^A$	Geschätzte Sensitivität der Überschußrendite von Investmentfonds P gegenüber dem Stilindex zum Buch-Marktwert-Verhältnis bzw. zur Unternehmensgröße (Regressionsmodell (4.15); Regressoren CDAX, DEKMEKC, DMEKMLNC)
$\tilde{\gamma}_{0t}, \tilde{\gamma}_{lt}$	Risikofaktoren
$\hat{\gamma}_{0t}, \hat{\gamma}_{lt}$	KQ-Schätzwert für Realisationen von $\tilde{\gamma}_{0t}$ und $\tilde{\gamma}_{lt}$
$\tilde{\gamma}_l$	Fama/MacBeth-Schätzfunktion zu Faktor l ($l = 0, \dots, L$)
ΔSQE	Anstieg der Modellquadratsumme
$\tilde{\epsilon}_{PI} (\tilde{\epsilon}_{PI})$	Fondspezifische Rendite von Investmentfonds P hinsichtlich Index I (in Periode t)
$\tilde{\epsilon}_{Pt}, \tilde{\epsilon}_{ht} (\tilde{\epsilon}_{P\mathbf{X}t})$	Fondspezifische Rendite von Investmentfonds P bzw. h (aus der Regression hinsichtlich \mathbf{X}) in Periode t
$\tilde{\epsilon}_i (\tilde{\epsilon}_{it})$	Wertpapierspezifische Rendite aus dem Ein-Faktor-Modell hinsichtlich Risikofaktor \tilde{Z} bzw. \tilde{r}_Z (in Periode t)
$\tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_t$	Vektor der Störterme in Periode t , $\tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_t = (\tilde{\epsilon}_{1t}, \dots, \tilde{\epsilon}_{Nt})'$
$\tilde{\epsilon}'_i (\tilde{\epsilon}'_{it})$	Nach Zugang des Selektionssignals (zeitabhängiges) verbleibendes wertpapierspezifisches Risiko
$\tilde{\eta}_{it}, \tilde{\eta}'_{it}$	Wertpapierspezifische Störterme
$\hat{\lambda}_l$	Geschätzte Faktorprämien für Merkmal D_l
λ	Risikoprämie pro Einheit systematischen Risikos gegenüber Faktor \tilde{r}_Z , $\lambda = E[\tilde{r}_Z]$
λ^*	Risikoprämie pro Einheit systematischen Risikos gegenüber Faktor \tilde{Z} , $\lambda^* = E[\tilde{Z}]$
λ_0	Erwartete Rendite eines Portefeuilles, dessen Rendite gegenüber allen Faktoren \tilde{F}_{lt} eine Sensitivität von null aufweist

λ_0^*	Erwartete Rendite eines Portefeuilles, dessen Rendite gegenüber allen Faktoren \tilde{v}_k^* bzw. \tilde{v}_{kt}^* eine Sensitivität von null aufweist
λ_k^*	Risikoprämie pro Einheit systematischen Risikos gegenüber Faktor \tilde{v}_k^* bzw. \tilde{v}_{kt}^* , $\lambda_k^* = E[\tilde{v}_{kt}^*]$
λ_l	Risikoprämie pro Einheit systematischen Risikos gegenüber Faktor \tilde{F}_{lt} , $\lambda_l = E[\tilde{F}_{lt}]$
$\boldsymbol{\lambda}$	Vektor der Risikoprämien, $\boldsymbol{\lambda} = (\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{R}_{Ft}, \lambda_1, \dots, \lambda_L)'$
λ_{i0}	Hilfsvariable, $\lambda_{i0} = d_{i0} \lambda_0$
$\bar{\mu}_P$	Gegebene erwartete Überschußrendite von Portefeuille P
π_s	Preis eines zustandsbedingten Anspruchs bezogen auf Zustand s
$\sigma[\cdot]$ ($\hat{\sigma}[\cdot]$)	(Schätzwert für die) Standardabweichung einer Zufallsvariablen
σ_{N+1}^2	Varianz des Störterms \tilde{v}' , $\sigma_{N+1}^2 = \text{var}[\tilde{v}']$
σ_i^2	Varianz des Störterms, $\sigma_i^2 = \text{var}[\tilde{\epsilon}'_i]$
Φ^q	Präferenzfunktion ($q = 1, \dots, Q$)
ψ	Performancemaß
ψ_P^*	Performancemaß, Summe von Timing- und Selektionskomponente der Überschußrendite von Investmentfonds P
ψ_h, ψ_B	Performance des Fonds h bzw. des Benchmarks B
$\omega[\hat{\gamma}_i]$	t -Statistik für die Fama/MacBeth-Schätzfunktion hinsichtlich Faktor l , ($l = 0, \dots, L$)

Literaturverzeichnis

- Admati, A.; Ross, S. (1985), Measuring Investment Performance in a Rational Expectations Equilibrium Model, *The Journal of Business* 58, 1–26.
- Admati, A. R.; Bhattacharya, S.; Pfleiderer, P.; Ross, S. A. (1986), On Timing and Selectivity, *The Journal of Finance* 41, 715–730.
- Ahmed, P.; Lockwood, L. J. (1998), Changes in Factor Betas and Risk Premiums Over Varying Market Conditions, *The Financial Review* 33, 149–168.
- Banz, R. W. (1981), The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks, *Journal of Financial Economics* 9, 3–18.
- Barber, B. M.; Odean, T. (2000), Too Many Cooks Spoil the Profits: Investment Club Performance, *Financial Analysts Journal* 56, 17–25.
- Basu, S. (1977), Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis, *The Journal of Finance* 32, 663–682.
- Becker, C.; Ferson, W.; Myers, D. H.; Schill, M. J. (1999), Conditional Market Timing with Benchmark Investors, *Journal of Financial Economics* 52, 119–148.
- Bhandari, L. C. (1988), Debt/Equity Ratios and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence, *The Journal of Finance* 43, 507–528.
- Black, F. (1993a), Beta and Return, *The Journal of Portfolio Management* 19, 8–18.
- Black, F. (1993b), Estimating Expected Return, *Financial Analysts Journal* 49, 36–38.
- Bogle, J. C. (1998), The Implications of Style Analysis for Mutual Fund Performance Evaluation, *The Journal of Portfolio Management* 24, 34–42.

- Bowman, R. G. (1979), The Theoretical Relationship between Systematic Risk and Financial (Accounting) Variables, *The Journal of Finance* 34, 617–630.
- Brennan, M. J.; Chordia, T.; Subrahmanyam, A. (1998), Alternative Factor Specifications, Security Characteristics, and the Cross-Section of Expected Stock Returns, *Journal of Financial Economics* 49, 345–373.
- Buetow, G. W.; Johnson, R. R.; Runkle, D. E. (2000), The Inconsistency of Return-Based Style Analysis, *The Journal of Portfolio Management* 26, 61–77.
- Bühler, W. (1994), Grundprobleme der Erfolgsanalyse im Portfolio-Management, in: Gebauer, W.; Rudolph, B. (Hrsg.), *Erfolgsmessung und Erfolgsanalyse im Portfolio Management*, Frankfurt a. M., 15–48.
- BVI (Hrsg.) (1999), *Investment: Steuer-Information*, Frankfurt a. M.
- Cadsby, C. B. (1986), Performance Hypothesis Testing with the Sharpe and Treynor Measures: A Comment, *The Journal of Finance* 41, 1175–1176.
- Callahan, C. M.; Mohr, R. M. (1989), The Determinants of Systematic Risk: A Synthesis, *The Financial Review* 24, 157–181.
- Campbell, J. Y.; Lo, A. W.; MacKinlay, A. C. (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton, New Jersey.
- Capaul, C.; Rowley, I.; Sharpe, W. F. (1993), International Value and Growth Stock Returns, *Financial Analysts Journal* 49, 27–36.
- Carhart, M. M. (1997), On Persistence in Mutual Fund Performance, *The Journal of Finance* 52, 57–82.
- Chan, K. C.; Chen, N.-f. (1991), Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms, *The Journal of Finance* 46, 1467–1484.
- Chan, L. K. C.; Karceski, J.; Lakonishok, J. (1998), The Risk and Return from Factors, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 33, 159–188.
- Chang, E. C.; Lewellen, W. G. (1984), Market Timing and Mutual Fund Investment Performance, *The Journal of Business* 57, 57–72.

- Chen, Z.; Knez, P. J. (1996), Portfolio Performance Measurement: Theory and Applications, *The Review of Financial Studies* 9, 511–555.
- Christensen, R. (1996a), *Analysis of Variance, Design and Regression: Applied Statistical Methods*, London.
- Christensen, R. (1996b), *Plane Answers to Complex Questions: The Theory of Linear Models*, 2. Aufl., New York.
- Coggin, D. T. (1994), The Investment Performance of U.S. Equity Pension Fund Managers: an Empirical Investigation, *The Journal of Finance* 48, 1039–1055.
- Connor, G. (1984), A Unified Beta Pricing Theory, *Journal of Economic Theory* 34, 13–31.
- Connor, G.; Korajczyk, R. (1986), Performance Measurement with the Arbitrage Pricing Theory, *Journal of Financial Economics* 15, 373–394.
- Connor, G.; Korajczyk, R. (1988), Risk and Return in an Equilibrium APT: Application of a new Test Methodology, *Journal of Financial Economics* 21, 255–290.
- Connor, G.; Korajczyk, R. A. (1991), The Attributes, Behavior, and Performance of U.S. Mutual Funds, *Review of Quantitative Finance and Accounting* 1, 5–26.
- Daniel, K.; Grinblatt, M.; Titman, S.; Wermers, R. (1997), Measuring Mutual Fund Performance with Characteristic-Based Benchmarks, *The Journal of Finance* 52, 1035–1058.
- Daniel, K.; Titman, S. (1997), Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns, *The Journal of Finance* 52, 1–33.
- Daniel, K.; Titman, S. (1998), Characteristics or Covariances, *The Journal of Portfolio Management* 24, Summer, 24–33.
- Davis, J. L.; Fama, E. F.; French, K. R. (2000), Characteristics, Covariances, and Average Returns: 1929 to 1997, *The Journal of Finance* 55, 389–406.
- DiBartolomeo, D.; Witkowski, E. (1997), Mutual Fund Misclassification: Evidence Based on Style Analysis, *Financial Analysts Journal* 53, 32–43.

- Dufner, J.; Jensen, U.; Schumacher, E. (1992), *Statistik mit SAS*, Stuttgart.
- Durbin, J.; Watson, G. S. (1951), Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression – II, *Biometrika* 38, 159–178.
- DVFA (Hrsg.) (1998), *DVFA-Performance Presentation Standards*, Dreieich.
- Dybvig, P. H. (1985), An Explicit Bound on Individual Assets' Deviations from APT Pricing in a Finite Economy, *Journal of Financial Economics* 12, 483–496.
- Dybvig, P. H.; Ross, S. A. (1985a), The Analytics of Performance Measurement Using a Security Market Line, *The Journal of Finance* 40, 401–416.
- Dybvig, P. H.; Ross, S. A. (1985b), Differential Information and Performance Measurement Using a Security Market Line, *The Journal of Finance* 40, 383–399.
- Elton, E. J.; Gruber, M. J.; Das, S.; Hlavka, M. (1993), Efficiency with Costly Information: A Reinterpretation of Evidence from Managed Portfolios, *The Review of Financial Studies* 6, 1–22.
- Fahrmeir, L.; Künstler, R.; Pigeot, I.; Tutz, G. (1997), *Statistik – Der Weg zur Datenanalyse*, Berlin u. a.
- Fama, E. F. (1965), The Behavior of Stock-Market Prices, *The Journal of Business* 38, 34–105.
- Fama, E. F. (1972), Components of Investment Performance, *The Journal of Finance* 27, 551–567.
- Fama, E. F. (1976), *Foundations of Finance*, New York.
- Fama, E. F. (1991), Efficient Capital Markets: II, *The Journal of Finance* 46, 1575–1617.
- Fama, E. F. (1996), Multifactor Portfolio Efficiency and Multifactor Asset Pricing, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31, 441–465.
- Fama, E. F.; French, K. R. (1992), The Cross-Section of Expected Stock Returns, *The Journal of Finance* 47, 427–465.

-
- Fama, E. F.; French, K. R. (1993), Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics* 33, 3–56.
- Fama, E. F.; French, K. R. (1995), Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns, *The Journal of Finance* 50, 131–155.
- Fama, E. F.; French, K. R. (1996a), The CAPM is Wanted, Dead or Alive, *The Journal of Finance* 51, 1947–1958.
- Fama, E. F.; French, K. R. (1996b), Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies, *The Journal of Finance* 51, 55–84.
- Fama, E. F.; French, K. R. (1998), Value versus Growth: The International Evidence, *The Journal of Finance* 53, 1975–1999.
- Fama, E. F.; MacBeth, J. D. (1973), Risk, Return, and Equilibrium, *Journal of Political Economy* 81, 607–636.
- Ferson, W. E. (1995), Theory and Empirical Testing of Asset Pricing Models, in: Jarow, R.; Maksimovic, V.; Ziemba, W. (Hrsg.), *Handbooks in Operations Research and Management Science*, Bd. 9, Amsterdam u. a., 145–200.
- Ferson, W. E.; Harvey, C. R. (1991), The Variation of Economic Risk Premiums, *Journal of Political Economy* 99, 385–415.
- Ferson, W. E.; Harvey, C. R. (1998), Fundamental Determinants of National Equity Market Returns: A Perspective on Conditional Asset Pricing, *Journal of Banking & Finance* 21, 1625–1665.
- Ferson, W. E.; Kandel, S.; Stambaugh, R. (1987), Tests of Asset Pricing with Time-Varying Expected Risk Premiums and Market Betas, *The Journal of Finance* 42, 201–220.
- Ferson, W. E.; Schadt, R. W. (1996), Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions, *The Journal of Finance* 51, 425–461.
- Francis, J. C. (1991), *Investments: Analysis and Management*, 5. Aufl., New York.
- Franke, G. (1984), On Tests of the Arbitrage Pricing Theory, *OR Spektrum* 6, 109–117.

- Franke, G. (1994), Performancemessung auf der Basis von Mehr-Faktoren-Modellen, in: Gebauer, W.; Rudolph, B. (Hrsg.), *Erfolgsmessung und Erfolgsanalyse im Portfolio Management*, Frankfurt a. M., 125–143.
- Franke, G.; Hax, H. (1999), *Finanzwirtschaft des Unternehmens und Kapitalmarkt*, 4. Aufl., Berlin u. a.
- Grinblatt, M.; Titman, S. (1985), Factor Pricing in a Finite Economy, *Journal of Financial Economics* 12, 497–507.
- Grinblatt, M.; Titman, S. (1989a), Mutual Fund Performance: An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings, *The Journal of Business* 62, 393–416.
- Grinblatt, M.; Titman, S. (1989b), Portfolio Performance Evaluation: Old Issues and New Insights, *The Review of Financial Studies* 2, 393–421.
- Grinblatt, M.; Titman, S. (1995), Performance Evaluation, in: Jarrow, R.; Maksimovic, V.; Ziemba, W. (Hrsg.), *Handbooks in Operations Research and Management Science: Finance*, Bd. 9, Amsterdam u. a., 581–609.
- Grossman, S. J.; Stiglitz, J. E. (1980), On the Impossibility of Informationally Efficient Markets, *The American Economic Review* 70, 393–408.
- Hamada, R. S. (1969), Portfolio Analysis, Market Equilibrium and Corporation Finance, *The Journal of Finance* 24, 13–31.
- Hamada, R. S. (1972), The Effects of the Firm's Capital Structure on the Systematic Risk of Common Stocks, *The Journal of Finance* 27, 435–452.
- Hamerle, A.; Rösch, D. (1996a), Ineffiziente Benchmarks und Identifikation der Bestimmungsfaktoren von Wertpapierrenditen, *Allgemeines Statistisches Archiv* 80, 299–312.
- Hamerle, A.; Rösch, D. (1996b), Kapitalmarktanomalien und Rendite-Risiko-Beziehung bei einem ineffizienten Marktindex, *Finanzmarkt und Portfolio Management* 10, 61–74.
- Hamerle, A.; Rösch, D. (1998a), Zum Einsatz „fundamentaler“ Faktorenmodelle im Portfoliomanagement, *Die Betriebswirtschaft* 58, 38–48.

- Hamerle, A.; Rösch, D. (1998b), Zur empirischen Identifikation von Risikofaktoren bei Modellen der Arbitrage Pricing Theory, *OR Spektrum* 20, 123–134.
- Harvey, C. R. (1989), Time-Varying Conditional Covariances in Tests of Asset Pricing Models, *Journal of Financial Economics* 24, 289–317.
- Haugen, R. A. (1999), *The Inefficient Stock Market: What Pays Off and Why*, Upper Saddle River, New Jersey.
- Haugen, R. A.; Baker, N. L. (1996), Commonality in the Determinants of Expected Stock Returns, *Journal of Financial Economics* 41, 401–439.
- Hawawini, G. (1993), Market Efficiency and Equity Pricing: International Evidence and Implications for Global Investing, in: Das, D. K. (Hrsg.), *International Finance*, London, New York, 291–318.
- He, J.; Kan, R.; Ng, L.; Zhang, C. (1996), Tests of the Relations Among Marketwide Factors, Firm-Specific Variables, and Stock Returns Using a Conditional Asset Pricing Model, *The Journal of Finance* 51, 1891–1908.
- Hellwig, M. F. (1982), Rational Expectations Equilibrium with Conditioning on Past Prices: A Mean-Variance Example, *Journal of Economic Theory* 26, 279–312.
- Henriksson, R. D. (1984), Market Timing and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation, *The Journal of Business* 57, 678–701.
- Henriksson, R. D.; Merton, R. C. (1981), On Market Timing and Investment Performance. II. Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills, *The Journal of Business* 54, 513–533.
- Hoppenstedt (1993), *Vademecum der Investmentfonds*, Darmstadt.
- Hoppenstedt (1996), *Vademecum der Investmentfonds*, Darmstadt.
- Huberman, G. (1989), Arbitrage Pricing Theory, in: Eatwell, J.; Milgate, M.; Newman, P. (Hrsg.), *The New Palgrave: Finance*, 2. Aufl., London, Basingstoke, 72–80.
- Huberman, G.; Kandel, S. (1987), Mean-Variance Spanning, *The Journal of Finance* 42, 873–888.

- Ingersoll, J. E. (1987), *Theory of Financial Decision Making*, Totowa, New Jersey.
- Ippolito, R. (1989), Efficiency with Costly Information: A Study of Mutual Fund Performance, *Quarterly Journal of Economics* 104, 1–23.
- Jagannathan, R.; Wang, Z. (1996), The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns, *The Journal of Finance* 51, 3–53.
- Jarrow, R.; Rudd, A. (1983), A Comparison of the APT and CAPM: A Note, *Journal of Banking and Finance* 7, 295–303.
- Jegadeesh, N. (1990), Evidence of Predictable Behavior of Security Returns, *The Journal of Finance* 45, 881–898.
- Jegadeesh, N.; Titman, S. (1993), Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency, *The Journal of Finance* 48, 65–91.
- Jensen, M. C. (1968), The Performance of Mutual Funds in the Period 1945–1964, *The Journal of Finance* 23, 389–416.
- Jensen, M. C. (1969), Risk, the Pricing of Capital Assets, and the Evaluation of Investment Portfolios, *The Journal of Business* 42, 167–247.
- Jensen, M. C. (1972), Optimal Utilization of Market Forecasts and the Evaluation of Investment Performance, in: Szeg , G. P.; Shell, K. (Hrsg.), *Mathematical Methods in Investment and Finance*, Amsterdam, 310–335.
- Jobson, J. D.; Korkie, B. M. (1981), Performance Hypothesis Testing with the Sharpe and Treynor Measures, *The Journal of Finance* 36, 889–908.
- Kandel, S.; Stambaugh, R. F. (1995), Portfolio Inefficiency and the Cross-section of Expected Returns, *The Journal of Finance* 50, 157–184.
- Kon, S. (1983), The Market-Timing Performance of Mutual Fund Managers, *The Journal of Business* 56, 323–347.
- Kon, S.; Jen, F. (1979), The Investment Performance of Mutual Funds: An Empirical Investigation of Timing, Selectivity, and Market Efficiency, *The Journal of Business* 52, 263–289.

- Lehmann, B. N.; Modest, D. M. (1987), Mutual Fund Performance Evaluation: A Comparison of Benchmarks and Benchmark Comparisons, *The Journal of Finance* 42, 233–265.
- Lintner, J. (1965), The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets, *Review of Economics and Statistics* 47, 13–37.
- Litzenberger, R. H.; Ramaswamy, K. (1979), The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices, *Journal of Financial Economics* 7, 163–195.
- Lo, A.; MacKinlay, C. (1990), Data-Snooping Biases in Tests of Financial Asset Pricing Models, *Review of Financial Studies* 3, 431–468.
- Lobosco, A. (1999), Style/Risk-Adjusted Performance, *The Journal of Portfolio Management* 25, 65–68.
- Lobosco, A.; DiBartolomeo, D. (1997), Approximating the Confidence Intervals for Sharpe Style Weights, *Financial Analysts Journal* 53, 80–85.
- Maddala, G. S. (1992), *Introduction to Econometrics*, 2. Aufl., Englewood Cliffs, New Jersey.
- Mandelker, G. N.; Rhee, S. G. (1984), The Impact of the Degrees of Operating and Financial Leverage on Systematic Risk of Common Stock, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 19, 45–57.
- Mayers, D.; Rice, E. M. (1979), Measuring Portfolio Performance and the Empirical Content of Asset Pricing Models, *Journal of Financial Economics* 7, 3–28.
- Merton, R. C. (1981), On Market Timing and Investment Performance. I. An Equilibrium Theory of Value for Market Forecasts, *The Journal of Business* 54, 363–406.
- Miller, R. E.; Gehr, A. K. (1978), Sample Size Bias and Sharpe's Performance Measure: A Note, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 12, 943–946.
- Modigliani, F.; Modigliani, L. (1997), Risk-Adjusted Performance, *The Journal of Portfolio Management* 23, Winter, 45–54.
- Mossin, J. (1966), Equilibrium in a Capital Asset Market, *Econometrica* 34, 768–783.

- Müller, W. (1992), *Bilanzinformation und Aktienbewertung*, Frankfurt a. M.
- Posey, A. (1996), How To Evaluate Manager Style and Skill, *Pension Management* o. Jg., 32–35.
- Reichling, P. (1997), *External Performance Attribution with the Exponential Performance Measure*, Arbeitspapier, Universität Mainz.
- Reinganum, M. (1981), A Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings Yields and Market Values, *Journal of Financial Economics* 9, 19–46.
- Roll, R. (1977), A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests, Part 1: On Past and Potential Testability of the Theory, *Journal of Financial Economics* 4, 129–176.
- Roll, R. (1978), Ambiguity When Performance Is Measured by the Securities Market Line, *The Journal of Finance* 33, 1051–1069.
- Roll, R. (1995), Style Return Differentials: Illusions, Risk Premiums, or Investment Opportunities, in: Coggin, T. D.; Fabozzi, F. J. (Hrsg.), *The Handbook of Equity Style Management*, New Hope, Pennsylvania, 99–128.
- Roll, R.; Ross, S. A. (1994), On the Cross-sectional Relation between Expected Returns and Betas, *The Journal of Finance* 49, 101–121.
- Rösch, D. (1998), *Empirische Identifikation von Wertpapierrisiken: Faktoren-, Arbitrage- und Gleichgewichtsmodelle im Vergleich*, Wiesbaden.
- Rosenberg, B. (1974), Extra-Market Components of Covariance in Security Returns, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 9, 263–274.
- Rosenberg, B. (1985), Prediction of Common Stock Betas, *The Journal of Portfolio Management* 11, 5–14.
- Rosenberg, B.; Reid, K.; Lanstein, R. (1985), Persuasive Evidence of Market Inefficiency, *The Journal of Portfolio Management* 11, 9–17.
- Ross, S. A. (1976), The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, *Journal of Economic Theory* 13, 341–360.

- Ross, S. A. (1977), Return, Risk, and Arbitrage, in: Friend, I.; L., B. J. (Hrsg.), *Risk and Return in Finance*, Bd. I, Cambridge, Mass., 189–218.
- Ross, S. A. (1978), A Simple Approach to the Valuation of Risky Streams, *The Journal of Business* 51, 453–475.
- Rubinstein, M. E. (1973), A Mean-Variance Synthesis of Corporate Financial Theory, *The Journal of Finance* 28, 167–181.
- Rubinstein, M. E. (1975), Securities Market Efficiency in an Arrow-Debreu Economy, *The American Economic Review* 65, 812–824.
- Sattler, R. R. (1994), *Renditeanomalien am deutschen Aktienmarkt*, Aachen.
- Scherer, B. (1993), *Timing deutscher Investmentfonds*, Dissertation, Gießen.
- Scheurle, F. (1998), Investmentfonds: Änderungen durch das dritte Finanzmarktförderungsgesetz, *Der Betrieb* 51, 1099–1106.
- Schneeweiß, H. (1990), *Ökonometrie*, 4. Aufl., Heidelberg.
- Shanken, J. (1990), Intertemporal Asset Pricing: An Empirical Investigation, *Journal of Econometrics* 45, 99–120.
- Shapiro, S. S.; Wilk, M. B. (1965), An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples), *Biometrika* 52, 591–611.
- Sharpe, W. F. (1964), Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, *The Journal of Finance* 19, 425–442.
- Sharpe, W. F. (1966), Mutual Fund Performance, *The Journal of Business* 39, 119–138.
- Sharpe, W. F. (1977), The Capital Asset Pricing Model: A „Multi-Beta“ Interpretation, in: Levy, H.; Sarnat, M. (Hrsg.), *Financial Decision Making under Uncertainty*, New York, 127–135.
- Sharpe, W. F. (1984), Factor Models, CAPMs, and the APT, *The Journal of Portfolio Management* 10, 21–25.
- Sharpe, W. F. (1992), Asset Allocation: Management Style and Performance Measurement, *The Journal of Portfolio Management* 18, Winter, 7–19.

- Sharpe, W. F. (1994), The Sharpe Ratio, *The Journal of Portfolio Management* 20, Fall, 7–19.
- Shukla, R.; Trzcinka, C. (1992), Performance Measurement of Managed Portfolios, *Financial Markets, Institutions & Instruments* 1, 1–59.
- Stehle, R.; Hartmond, A. (1991), Durchschnittsrenditen deutscher Aktien 1954–1988, *Kredit und Kapital* 24, 371–411.
- Steiner, M.; Bauer, C. (1992), Die fundamentale Analyse und Prognose des Markt-
risikos deutscher Aktien, *Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche For-
schung* 44, 347–368.
- Stotz, J. W. (1998), *Besteuerung von Wertpapier-Investmentfonds*, Bielefeld.
- Tierney, D.; Winston, K. (1991), Using Generic Benchmarks to Present Manager Styles, *The Journal of Portfolio Management* 17, 33–36.
- Tobin, J. (1958), Liquidity Preference as Behavior Towards Risk, *Review of Economic Studies* 25, 65–86.
- Treynor, J. L. (1965), How to Rate Management of Investment Funds, *Harvard Busi-
ness Review* 43, 63–75.
- Treynor, J. L.; Black, F. (1973), How to Use Security Analysis to Improve Portfolio
Selection, *The Journal of Business* 46, 66–86.
- Treynor, J. L.; Mazuy, K. K. (1966), Can Mutual Funds Outguess the Market?, *Harvard
Business Review* 44, 131–136.
- Uhlir, H. (1981), Portefeuille-Management und Anlageerfolgsbeurteilung, in: Seicht, G.
(Hrsg.), *Management und Kontrolle*, Berlin, 529–569.
- Varian, H. R. (1992), *Microeconomic Analysis*, 3. Aufl., New York, London.
- Verrecchia, R. E. (1980), Consensus Beliefs, Information Acquisition, and Market In-
formation Efficiency, *The American Economic Review* 70, 874–884.
- Wahl, J. E. (1983), *Informationsbewertung und -effizienz auf dem Kapitalmarkt*, Würz-
burg, Wien.

-
- Wallmeier, M. (1997), *Prognose von Aktienrenditen und -risiken mit Mehrfaktorenmodellen*, Bad Soden/Ts.
- White, H. (1980), A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica* 48, 817–838.
- Wilhelm, J. (1981), Zum Verhältnis von Capital Asset Pricing Model, Arbitrage Pricing Theory und Bedingungen der Arbitragefreiheit von Finanzmärkten, *Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung* 33, 891–905.
- Wittrock, C. (1995), Der Einsatz von Asset-Allocation-Modellen in der Portfolioanalyse, *Finanzmarkt und Portfolio Management* 9, 361–383.
- Wittrock, C. (1996), *Messung und Analyse der Performance von Wertpapierportfolios*, 2. Aufl., Bad Soden/Ts.

Erklärung

Ich versichere, daß ich meine Dissertation

Anlagestile und Performance von Investmentfonds

– Theoretische und empirische Zusammenhänge –

selbständig verfaßt und mich anderer als der angegebenen Hilfsmittel nicht bedient habe. Die aus fremden Quellen direkt oder indirekt übernommenen Gedanken sind als solche kenntlich gemacht.

Dortmund, 04.01.2001