Konditionierte Performancemessung mit Portfoliogewichten:

Eine theoretische und empirische Untersuchung der Performance von Aktienfonds

Dissertation
zur Erlangung der Würde eines Doktors der Staatswissenschaften
vorgelegt der
Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der Universität Basel

von Marcel Hänni
von Basel

Dissertationsdruck – 2005

Genehmigt von der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der Universität Basel auf Antrag von:

Prof. Dr. Heinz Zimmermann

und

Prof. Dr. Wolfgang Drobetz

Basel, den 05.10.2005

Der Dekan

Prof. Dr. Heinz Zimmermann

Vorwort

Die vorliegende Arbeit kombiniert Portfoliogewichte mit konditionierten Titelrenditen und entwickelt daraus ein konditioniertes gewichtsorientiertes Performancemass. Die gewichtsorientierten Performancemasse (nachstehend kurz als Gewichtsmasse bezeichnet) besitzen im Unterschied zu den traditionell verwendeten renditeorientierten Messverfahren (im Folgenden kurz als Renditemasse angeschrieben) keinen exogen vorgegebenen Benchmark. Somit treffen die bei der Performancemessung oft diskutierten Verzerrungen aufgrund des zeitdynamischen Verhaltens des Portfolios verursacht durch market timing auf die Gewichtsmasse nicht zu. Die Dynamisierung des Portfoliobetas führt jedoch bei unkonditionierten renditeorientierten Performancemessungen zu verfälschten Ergebnissen. Mit der Konditionierung der Renditemasse auf öffentliche Information lässt sich diese Dynamik modellieren und die verzerrte Schätzung der Portfolioperformance zumindest teilweise verhindern. Die neuen Gewichtsmasse werden mit den traditionellen Renditemassen theoretisch und empirisch anhand einer global investierenden Aktienfondsstichprobe miteinander verglichen. Es zeigt sich dabei, dass die Gewichtsmasse die Anlageleistung aktiver Portfoliomanager höher einschätzen als die Renditemasse dies tun.

Es braucht Mut oder zumindest ein Stück Naivität, neben die zahlreichen Lehrbücher und Artikel über Performancemessung von Finanzinstrumenten noch eine weitere Forschungsarbeit zu stellen. Weshalb braucht es neben dem Klassiker von Jensen, den Publikationen von Grinblatt und Titman oder den weiterführenden Arbeiten von Ferson und Schadt noch einen weiteren Text?

Beim Studium der bestehenden Literatur sind zwei Mängel festzustellen: Die thematische Konzentration sowie schwierig nachvollziehbare Rechenschritte bei der Beschreibung der eingesetzten Schätzverfahren. Zunächst ist festzustellen, dass in den meisten akademisch orientierten Texten die regressionsbasierte Performancemessung (bzw. die Renditemasse) als Thema dominiert – es handelt sich dabei um Regressionsgleichungen mit unterschiedlichen Modellannahmen. Der Leser wird mit Asset Pricing Modellen, Benchmark-Portfolios, Risikoadjustierung und Konditionierung ins Reich der Performancemessung eingeführt und gegenüber Messverzerrungen bei regressionsbasierten Performancemessungen sensibilisiert. Und auf der gegenüberliegenden Seite des Spektrums? Der in erster Linie an messtechnisch unverzerrten Performancemassen interessierte Praktiker erhält diesbezüglich keine solchen Messinstrumente geliefert. Des Weiteren enthalten die in Fachjournals publizierten Artikel oft keine lückenlose Herleitung der den empirischen Ergebnissen zugrunde liegenden Performancemasse, was ihre Begreifbarkeit und Implementierung in der Praxis erheblich erschwert.

Mit dem vorliegenden Text sollen die erwähnten Lücken geschlossen werden und die Perspektive gegenüber Performancemassen verbreitert werden – mit dem Ziel, die Performancemessung in ihrer Funktionsweise und die daraus resultierenden Messverzerrungen besser zu verstehen. Dazu gehören insbesondere das Konzept der Performancemessung mit Portfoliogewichten oder Aspekte der Risikomodellierung und Modelldynamisierung.

Thematisch stehen darum nicht nur die Gewichtsmasse im Vordergrund sondern auch deren Vergleich zu den klassischen Renditemassen. Die Arbeit ist in elf Kapitel unterteilt: Im ersten Kapitel werden die Begriffe Rendite und Performance voneinander abgegrenzt und zur Risikoadjustierung und Konditionierung in Verbindung gebracht. Daraus resultieren die Definitionen für die Rendite- und Gewichtsmasse. Es folgt eine Literaturübersicht über die wichtigsten theoretischen und empirischen Arbeiten zur Performancemessung. Sie dient der Einordnung der vorliegenden Arbeit in die bestehende Literatur und als Grundlage für den Vergleich von Performanceergebnissen. Abschliessend zeigt das Kapitel einen Überblick über die Dynamisierung des Portfoliobetas und wie dadurch das Jensen's Alpha über- oder unterschätzt wird. Anhand bereits bekannter und einiger eigenen Darstellungen wird der Timing-Bias graphisch verdeutlicht. Dieser Überblick zeigt den Vorteil konditionierter gegenüber nicht konditionierten Renditemassen auf und liefert die Begründung und Motivation für die Anwendung der Gewichtsmasse bei der Performancemessung von Anlagefonds.

Das zweite Kapitel diskutiert die unkonditionierten und konditionierten Renditemasse. Es handelt sich dabei um die Überschussrendite, Alpha, Jensen's Alpha und konditioniertes Jensen's Alpha. Der Zusammenhang zwischen Alpha und Jensen's Alpha wird erläutert. Eine Übersicht zeigt abschliessend die traditionellen Modelle der Asset Pricing Theorie im unkonditionierten und konditionierten Fall.

Das dritte Kapitel erklärt die Idee, die hinter der gewichtsorientierten Performancemessung steckt. Dies geschieht anhand des konditonierten Gewichtsmasses und gilt ohne Vorbehalte auch für das unkonditionierte Gewichtsmass. Mit der Maximierung einer konditionierten erwarteten Nutzenfunktion in einem Ein-Periodenmodell wird gezeigt, dass das konditionierte Gewichtsmass bei einem informierten Manager positiv ausfällt. Diese Beweisführung zeigt ebenfalls, wie mit Hilfe der Abweichungen zwischen den aktuellen und vergangenen Titelgewichten ein endogener Benchmark entsteht. Im Gegensatz zum Renditemass, welches mit einem exogenen Benchmark arbeitet, funktioniert das Gewichtsmass mit einem endogenen Benchmark. Die Interpretation des konditionierten Gewichtsmasses analysiert den Zusammenhang zwischen informationseffizientem Markt, öffentlicher Information und privater Information. Anschliessend wird die Rechenmethodik der Gewichtsmasse an einem Zahlenbeispiel verdeutlicht.

Kapitel 4 behandelt chronologisch nach ihrer Entdeckung die unkonditionierten Gewichtsmasse. Bis anhin wurde das Event Study Measure und das Portfolio Change Measure definiert. Die vorliegende Arbeit verwendet mit dem unconditional weight measure (UWM) eine Kombination aus diesen beiden gewichtsorientierten Performancemassen.

Im Vordergrund des fünften Kapitels steht die empirische Implementierung der unkonditionierten und konditionierten Gewichtsmasse.

Im sechsten Kapitel wird das ökonometrische Modell zur Schätzung der gewichtsorientierten Performancemasse UWM und CWM entwickelt. Für die Berechnung der unkonditionierten und konditionierten Gewichtsmasse und deren jeweiligen statistischen Signifikanz kommen die Schätzverfahren OLS (Ordinary Least Squares) und GMM (Generalized Method of Moments) zur Anwendung. Aufgrund multiplikativer Verknüpfungen einzelner Terme (verursacht dadurch, dass die Gewichtsmasse auf der Titel- und Portfolioebene arbeiten) können nicht normalverteilte Residuen entstehen. GMM ermittelt im Gegensatz zu OLS auch bei nicht normalverteilten Residuen effiziente Standard Errors für UWM und CWM. Ohne diese Voraussetzung wäre die statistische Signifikanz von UWM und CWM nicht richtig bestimmbar. Die Verwendung eines GMM Systems ermöglicht es, eine allfällige Korrelation zwischen UWM und CWM zu modellieren. Der Standard Error für die Differenz zwischen UWM und CWM ist somit ohne verzerrende Wirkung dieser Korrelation ermittelbar.

Im siebten Kapitel werden die verwendeten Daten beschrieben. Die vorliegende Arbeit benutzt für die Gewichtsmasse erstmals zusätzlich zur quartalsweisen auch die monatliche Beobachtungshäufigkeit. Es werden 25 aktiv gemanagte Aktienfonds der Fondsgesellschaft Swisscanto (vormals Swissca), einer Tochtergesellschaft der 24 Schweizer Kantonalbanken, im Zeitraum von 1997 bis Ende 2002 auf ihre Performance hin untersucht. Für die Gewichtsmasse braucht es die Daten der Titelgewichte und diejenigen der Titelrenditen. Für die Renditemasse kommt die Datenbank der Fonds- und Benchmarkrenditen zum Einsatz. Zur Konditionierung der Performancemasse wird das Datenset der öffentlichen Informationsvariablen benutzt. Da sämtliche Anlagefonds der Stichprobe während des gesamten Untersuchungszeitraums existieren und somit keine Fonds aufgrund geringer Performance geschlossen oder fusioniert wurden bzw. aus der Stichprobe herausgefallen sind, werden die Performanceergebnisse bezüglich survivorship bias nicht überschätzt.

Das achte und neunte Kapitel beschreiben und erklären die empirischen Performance-ergebnisse pro Portfolio sowie auch aggregiert für die gesamte Stichprobe. Das achte Kapitel umfasst die Renditemasse: Überschussrendite, Alpha, Jensen’s Alpha und konditioniertes Jensen’s Alpha. Im neunten Kapitel wird das unkonditionierte und konditionierte Gewichts-mass bzw. UWM und CWM erörtert. Die Performanceergebnisse zeigen die Überschuss-rendite in Prozent vom investierten Kapital. Die Analyse der Performanceresultate auf der Fondsgruppenebene erfolgt sowohl im Querschnitt als auch im Gleichgewicht anhand der statistischen Kennzahlen: Durchschnitt, Median und Anteil positiver Ergebnisse. Da am Ende der Untersuchungsperiode mehr Fonds existieren, als dies zu Beginn der Fall war, kommt es zu einer Übergewichtung der zeitlichen Beobachtungen am Ende des Stichprobenzeitraums. Die Performanceergebnisse der Gruppe Querschnitt enthalten diese Verzerrung, diejenigen der Gruppe Gleichgewicht nicht. Die Durchschnittsperformance im Gleichgewicht wird mit den Fondskosten verglichen. Die Stichprobe wird unterteilt in Länder- und Sektoren-Fonds sowie in Monats- und Quartalsdaten. Die daraus resultierenden Performanceunterschiede werden interpretiert. Die unkonditionierte Performance basiert auf öffentlicher und privater Information. Die konditionierte Performance resultiert aus der Nutzung privater Information. Die Differenz zwischen unkonditioniertem und konditioniertem Performanceergebnis zeigt den Anteil der Performance basierend auf öffentlicher Information. Die Performance auf der Fondsgruppenebene fällt vor Abzug der Fondskosten positiv bzw. nach Abzug der Fondskosten negativ aus. Die Performanceergebnisse sind im Vergleich zu ihrer Standardabweichung bzw. Standard Error zu klein, was auf der Portfolioebene häufig zu nicht signifikanten Performanceresultaten führt. Anders verhält es sich jedoch mit aggregierten Performancemassen. Auf der Ebene der Fondsgruppen sind die ermittelten Performanceresultate signifikant. Beim Vergleich der Rendite- und Gewichtsmasse müssen die Fondskosten immer miteinbezogen werden. Die Gewichtsmasse ermitteln die Performance aufgrund der Verwendung von Titelrenditen vor Abzug der Fondskosten. Die Renditemasse, welche die Portfoliorenditen benutzen, messen die Performance jedoch nach Abzug der Kosten.

Das zehnte Kapitel fasst die theoretischen und empirischen Ergebnisse der Arbeit zusammen und zieht daraus die Schlussfolgerungen. Das elfte und letzte Kapitel beinhaltet abschliessende Bemerkungen und zeigt zukünftige Forschungsrichtungen auf.

Der Stil der einzelnen Kapitel ist nicht einheitlich. Einzelne Kapitel sind ausformuliert, bei anderen liegt der Schwerpunkt auf mathematischen Beweisführungen und Zahlenbeispielen mit stichwortartigen Erläuterungen oder analytischen Darstellungen. Den Einstieg in diesen thematischen Reigen, quasi als Appetitanreger, bieten die graphisch dargestellten Messverzerrungen bei der renditorientierten Performancemessung. Das analystische Anspruchsniveau des Textes orientiert sich an den Mathematik-, Statistik- und Ökonometriekenntnissen im Grundstudium einer Universität.

Der Autor möchte sich bedanken bei Heinz Zimmermann für hilfreiche Diskussionen, Kommentare und Vorschläge sowie bei Klaus Neusser für die Unterstützung bei den ökonometrischen Herleitungen und für die Programmierung des Algorithmus zur Schätzung der gewichtsorientierten Performancemasse. Der Autor bedankt sich ebenfalls bei Joseph Ducret für die Mithilfe bei der Programmierung der Schnittstellen zur Zusammenführung der verschiedenen Datenbanken, bei Daniel Künzli und Wolfgang Drobetz für ergänzende Kommentare und bei der Swisscanto Asset Management AG für die zur Verfügung gestellten Daten.

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis

Tabellenverzeichnis

Einleitung

Unter dem Begriff der Performance bzw. Leistung versteht man die Differenz zwischen der Rendite einer Vermögensanlage und der Rendite eines Vergleichportfolios, dem sogenannten Benchmark-Portfolio bzw. Benchmark. Die Rendite eines Portfolios setzt sich demnach zusammen aus der Marktrendite (Benchmarkrendite) und der Mehrrendite (Überschuss-rendite, Performance, Leistung). Bei der risikoadjustierten Performance wird die erzielte Performance zudem mit einem Risikoterm verknüpft.

Es stellt sich die Frage, weshalb die Portfoliorendite oder die risikoadjustierte Portfoliorendite (Rendite-Risiko-Verhältnis) zur Beurteilung eines Anlagefonds nicht ausreicht. Dies ist deshalb so, weil mit diesen Messinstrumenten nicht überprüft werden kann, ob eine erzielte Rendite auch ohne Mehrrendite bzw. Leistung des Portfoliomanagers realisierbar gewesen wäre. Performancemasse können dies jedoch feststellen. Bei der Performancemessung geht es also um die Frage, ob zur Erreichung einer bestimmten Rendite die Mehrrendite des Portfoliomanagers notwendig gewesen wäre. Es geht nicht um die Frage, ob zur Erreichung einer bestimmten Rendite überhaupt irgendein Manager notwendig gewesen wäre. Diese Frage ist stets zu bejahen, weil ohne das (passive und aktive) Zutun eines Manages gar keine Rendite (weder Marktrendite noch Mehrrendite) möglich ist.

Da systematische Risiken ohne das aktive Zutun eines Managers vom Kapitalmarkt entschädigt werden, sind Renditen, welche auf systematischem Risiko basieren, von der Performance bzw. Leistung des Managers zu trennen. Der einfachste Weg dies umzusetzen, erfolgt über die Bildung der Differenz zwischen der durchschnittlichen Fondsrendite und der durchschnittlichen Benchmarkrendite. Die Benchmarkrenditen repräsentieren dabei die Renditen, welche auf systematischem Risiko basieren. Die so berechnete Überschussrendite entspricht der Performance des Fonds. Das Risiko (systematisch und unsystematisch), welches der Manager zur Erwirtschaftung der Rendite (Marktrendite und Mehrrendite) eingegangen ist, wird aber nicht explizit quantifiziert. Man spricht deshalb auch nicht von einem risikoadjustierten Performancemass sondern lediglich von einem Performancemass.

Das systematische Risiko wird mit dem Portfoliobeta quantifiziert[1]. Das Produkt aus Portfoliobeta und durchschnittlicher Benchmarkrendite entspricht der Rendite basierend auf dem systematischen Risiko. Es geht dabei um die Bestimmung der Rendite eines Benchmark-Portfolios, das mit dem zu beurteilenden Fonds risikomässig vergleichbar ist. Da relativ zum systematischen Risiko des Benchmarks höhere oder tiefere systematische Risiken vom Kapitalmarkt entschädigt werden, sind Renditen, welche durch Risikoniveauveränderungen erzielt wurden, unter der Risikoberücksichtigung von der Performance des Managers ebenfalls auszuschliessen. Das Portfoliobeta quantifiziert die relative Erhöhung sowie die relative Senkung des systematischen Risikoniveaus des Portfolios gegenüber dem systematischen Risikoniveau des Benchmark-Portfolios. Die Differenz zwischen der durchschnittlichen Fondsrendite und der Beta-adjustierten durchschnittlichen Benchmarkrendite ergibt die risikoadjustierte Performance des Fonds. Man spricht nun von einem risikoadjustierten Performancemass.

Bei den Renditemassen ohne und mit Beta-Adjustierung werden die Renditen basierend auf systematischem Risiko mit den Renditen eines Benchmark-Portfolios modelliert. Das Benchmark-Portfolio entspricht einem Marktindex. Das systematische Risiko ist aber mehrdimensional. Mehrdimensionalität bedeutet, dass verschiedene systematische Risiken in Form unterschiedlicher Marktindizes und unterschiedlicher öffentlicher Informationsvariablen existieren[2]. Sowohl das jeweilige Produkt aus Portfoliobeta und durchschnittlicher Marktindexrendite als auch das jeweilige Produkt aus Portfoliobeta und durchschnittlicher öffentlicher Informationsvariablenrendite (bei den Gewichtsmassen existieren nur solche Produkte) entspricht der Rendite basierend auf systematischem Risiko. Mit Hilfe der Konditionierung der risikoadjustierten Performancemasse auf öffentliche Information bzw. auf öffentliche Informationsvariablen lässt sich die Information des Portfoliomanagers auf öffentliche und private Information aufteilen. Die Konditionierung der nicht risikoadjustierten Performancemasse wäre auch möglich. Die Aufteilung der Information auf öffentliche und private Information ist insofern bei der Performancemessung relevant, da öffentliche Information ohne das aktive Zutun eines Managers vom Kapitalmarkt entschädigt wird. Das heisst, dass Renditen, welche auf öffentlicher Information basieren, von der Performance bzw.

[1] Das unsystematische Risiko wird mit dem Portfoliobeta nicht modelliert. Dies ist korrekt: Da unsystematische Risiken (ohne und mit aktivem Zutun eines Managers) vom Kapitalmarkt langfristig nicht entschädigt werden, sind Renditen, welche auf unsystematischem Risiko basieren, von der Performance des Managers nicht auszuklammern.

[2] Meistens besteht das passive Benchmark-Portfolio aus einem einzelnen Marktindex und aus verschiedenen öffentlichen Informationsvariablen.

Leistung des Managers auszuklammern sind. Mit der Konditionierung der Performancemasse ist diese Ausklammerung durchführbar. Die Konditionierung der Renditemasse erfolgt ausschliesslich über die Anpassung des Benchmark-Portfolios. Bei den Gewichtsmassen bezieht sich die Konditionierung sowohl auf das zu bewertende Portfolio als auch auf das Benchmark-Portfolio. Da private Information ohne das aktive Zutun eines Managers vom Kapitalmarkt nicht entschädigt wird, sind Renditen, welche auf privater Information basieren, von der Performance des Managers nicht auszuklammern. Die private Information wird ausschliesslich durch das aktive Zutun eines Managers vom Kapitalmarkt entschädigt.

Die Performance von Anlagefonds ist abhängig von der Informationsmenge des Managers und den Renditen des Benchmark-Portfolios. Die vorliegende Arbeit untersucht den Einfluss des systematischen Risikos, des systematischen Risikoniveaus, der öffentlichen Information und der privaten Information auf diese beiden Faktoren.

Die Gemeinsamkeit sämtlicher (risikoadjustierter) Performancemasse besteht darin, dass sie die Überschussrendite eines aktiv gemanagten Portfolios gegenüber einem passiven Benchmark-Portfolio (mit demselben Portfoliorisiko) bestimmen. Die grösste Schwierigkeit bei der Implementierung der Performancemasse unabhängig davon ob risikoadjustiert oder nicht bezieht sich auf die Bestimmung des relevanten Benchmark-Portfolios. Die verschiedenen Methoden der Performancemessung lassen sich in zwei Gruppen unterteilen: In die Renditemasse und in die Gewichtsmasse. Der Unterschied zwischen beiden Messkonzepten besteht in der unterschiedlichen Definition des Benchmark-Portfolios. Dies gilt ebenfalls für die Unterscheidung der verschiedenen Messtechniken innerhalb der beiden Gruppen.

Kapitel 1

Performancemessung

Im vorliegenden Kapitel werden die wichtigsten Grundbegriffe, welche für das Verständnis der Performancemessung benötigt werden, behandelt. Im Vordergrund stehen dabei die Begriffe wie Rendite und Performance. Des Weiteren erfolgt eine Übersicht über die Literatur der Performancemessung und eine Standortbestimmung der Gewichtsmasse innerhalb dieses Forschungsbereichs. Das Kapitel schliesst mit der Problemstellung bei der renditeorientierten Messung der Portfolioperformance. Die Über- oder Unterschätzung von Alpha wird ausführlich behandelt und bildet den Ausgangspunkt für das weitere Vorgehen.

1.1 Grundbegriffe der Performancemessung

Neben dem Begriff der Rendite existiert auch der Begriff der risikoadjustierten Rendite. Die risiokoadjustierte Rendite setzt die erzielte Rendite in Beziehung zu einem Risikoterm. Dies funktioniert indem die Rendite durch das Risiko dividiert wird. Zu der Gruppe der risikoadjustierten Rendite gehört das Rendite-Risiko-Verhältnis. Das Sharpe-Ratio, Treynor-Ratio, Information-Ratio und Appraisal-Ratio gehören zur Gruppe der risikoadjustierten Performancemasse. Die veschiedenen Verhältnis-Kennzahlen werden im Verlauf der Arbeit nicht mehr angesprochen. Diese Kennzahlen lauten:

Rendite-Risiko-Verhältnis $$\frac{\bar{r}_P}{\sigma_P} \tag{1}$$

Sharpe-Ratio $$\frac{\bar{r}_P - \bar{r}_f}{\sigma_P} \tag{2}$$

Treynor-Ratio $$\frac{\bar{r}_P - \bar{r}_f}{\beta_P} \tag{3}$$

Information-Ratio $$\frac{\bar{r}_P - \bar{r}_M}{TE_1} \quad (4)$$

Appraisal-Ratio $$\frac{\alpha_P}{TE_2} \quad (5)$$

$\bar{r}_P$	= durchschnittliche Portfoliorendite
σ_P	= Portfoliorisiko
$\bar{r}_f$	= durchschnittliche risikolose Rendite
β_P	= Portfoliobeta
$\bar{r}_M$	= durchschnittliche Rendite des Marktportfolios bzw. des Benchmarks
TE_1	= Tracking-Error bzw. Standardabweichung der Renditedifferenzen $\left(r_{Pt} - r_{Mt}\right)$
α_P	= Portfolio Jensen's Alpha
TE_2	= Tracking-Error bzw. Standardabweichung der Residuen

Die vorliegende Arbeit verwendet unterschiedliche Renditebegriffe. Diese Begriffe sind hier aufgelistet:

Titelrendite $$r_{jt} = \ln\left(\frac{P_{jt+1}}{P_{jt}}\right) \quad (6)$$

demeaned Titelrendite $$r_{jt} - E\left(r_{jt}\right) \quad (7)$$

abnormale Titelrendite $$r_{jt} - E\left(r_{jt} \middle| Z_t\right) \quad (8)$$

Portfoliorendite $$r_{Pt} = \ln\left(\frac{NAV_{Pt+1}}{NAV_{Pt}}\right) = \sum_{j=1}^{N} w_{jt} r_{jt} \quad (9)$$

demeaned Portfoliorendite $$r_{Pt} - E\left(r_{Pt}\right) = \sum_{j=1}^{N} w_{jt}\left(r_{jt} - E\left(r_{jt}\right)\right) \quad (10)$$

abnormale Portfoliorendite $$r_{Pt} - E\left(r_{Pt} \middle| Z_t\right) = \sum_{j=1}^{N} w_{jt}\left(r_{jt} - E\left(r_{jt} \middle| Z_t\right)\right) \tag{11}$$

ln	= natürlicher Logarithmus
P_{jt}	= Preis des Titels j im Zeitpunkt t
P_{jt+1}	= Preis des Titels j im Zeitpunkt t + 1
r_{jt}	= stetige Rendite des Titels j im Zeitraum t bis t + 1
E	= Erwartungswert
Z_t	= öffentliche Information im Zeitpunkt t
NAV_{Pt}	= Net Asset Value des Portfolios im Zeitpunkt t
NAV_{Pt+1}	= Net Asset Value des Portfolios im Zeitpunkt t + 1
w_{jt}	= Gewicht des Titels j im Zeitpunkt t
r_{Pt}	= stetige Rendite des Portfolios im Zeitraum t bis t + 1

Die in der vorliegenden Arbeit verwendeten Begriffe der renditeorientierten Performancemessung lauten:
Bei den Ausdrücken (12a), (13a), (14a) und (15a) handelt es sich um nicht risikoadjustierte Performancemasse.

Titelperformance $$\alpha_j = \bar{r}_j - \bar{r}_M \tag{12a}$$

abnormale Titelperformance $$kondi.\alpha_j = \bar{r}_j - \bar{r}_M - \bar{Z}_{j1} \tag{13a}$$

Portfolioperformance $$\alpha_P = \bar{r}_P - \bar{r}_M = \sum_{j=1}^{N} w_{jt}\alpha_j \tag{14a}$$

abnormale Portfolioperformance $$kondi.\alpha_P = \bar{r}_P - \bar{r}_M - \bar{Z}_{P1} = \sum_{j=1}^{N} w_{jt} kondi.\alpha_j \tag{15a}$$

Bei den Ausdrücken (12b), (13b), (14b) und (15b) handelt es sich um risikoadjustierte Performancemasse.

Titelperformance $\alpha_j = \bar{r}_j - b_j \bar{r}_M$ (12b)

abnormale Titelperformance $kondi.\alpha_j = \bar{r}_j - b_{j0}\bar{r}_M - b_{j1}\bar{Z}_{j1}$ (13b)

Portfolioperformance $\alpha_P = \bar{r}_P - b_P \bar{r}_M = \sum_{j=1}^{N} w_{jt}\alpha_j$ (14b)

abnormale Portfolioperformance $kondi.\alpha_P = \bar{r}_P - b_{P0}\bar{r}_M - b_{P1}\bar{Z}_{P1} = \sum_{j=1}^{N} w_{jt} kondi.\alpha_j$ (15b)

α_j = Alpha des Titels j

b_j = Beta des Titels j

b_{j0} = Beta null des Titels j

b_{j1} = Beta eins des Titels j

$\bar{r}_j$ = Durchschnittsrendite des Titels j

$\bar{r}_M$ = Durchschnittsrendite des Marktes bzw. des Benchmarks

$\bar{Z}_{j1}$ = Durchschnittsrendite der ersten öffentlichen Informationsvariablen für den Titel j

α_P = Alpha des Portfolios

b_P = Beta des Portfolios

b_{P0} = Beta null des Portfolios

b_{P1} = Beta eins des Portfolios

$\bar{r}_P$ = Durchschnittsrendite des Portfolios

$\bar{Z}_{P1}$ = Durchschnittsrendite der ersten öffentlichen Informationsvariablen für das Portfolio

Die in der vorliegenden Arbeit verwendeten Begriffe der gewichtsorientierten Performancemessung lauten:
Bei den Ausdrücken (16), (17), (18) und (19) handelt es sich um risikoadjustierte Performancemasse. Im Gegensatz zu den Renditemassen existieren bei den Gewichtsmassen keine nicht risikoadjustierten Performancemasse.

Titelperformance $$Cov(\Delta w_{jt}, r_{jt}) = E[(\Delta w_{jt})(r_{jt} - E(r_{jt}))] \quad (16)$$

abnormale Titelperformance $$Cov[(\Delta w_{jt}, r_{jt}) | Z_t] = E[(\Delta w_{jt})(r_{jt} - E(r_{jt} | Z_t)) | Z_t] \quad (17)$$

Portfolioperformance $$\sum_{j=1}^{N} Cov(\Delta w_{jt}, r_{jt}) = \sum_{j=1}^{N} E[(\Delta w_{jt})(r_{jt} - E(r_{jt}))] \quad (18)$$

abnormale Portfolioperformance $$\sum_{j=1}^{N} Cov[(\Delta w_{jt}, r_{jt}) | Z_t]$$

$$= \sum_{j=1}^{N} E[(\Delta w_{jt})(r_{jt} - E(r_{jt} | Z_t)) | Z_t] \quad (19)$$

Cov = Kovarianz

Δw_{jt} = Gewichtsveränderung des Titels j im Zeitraum t – 1 bis t

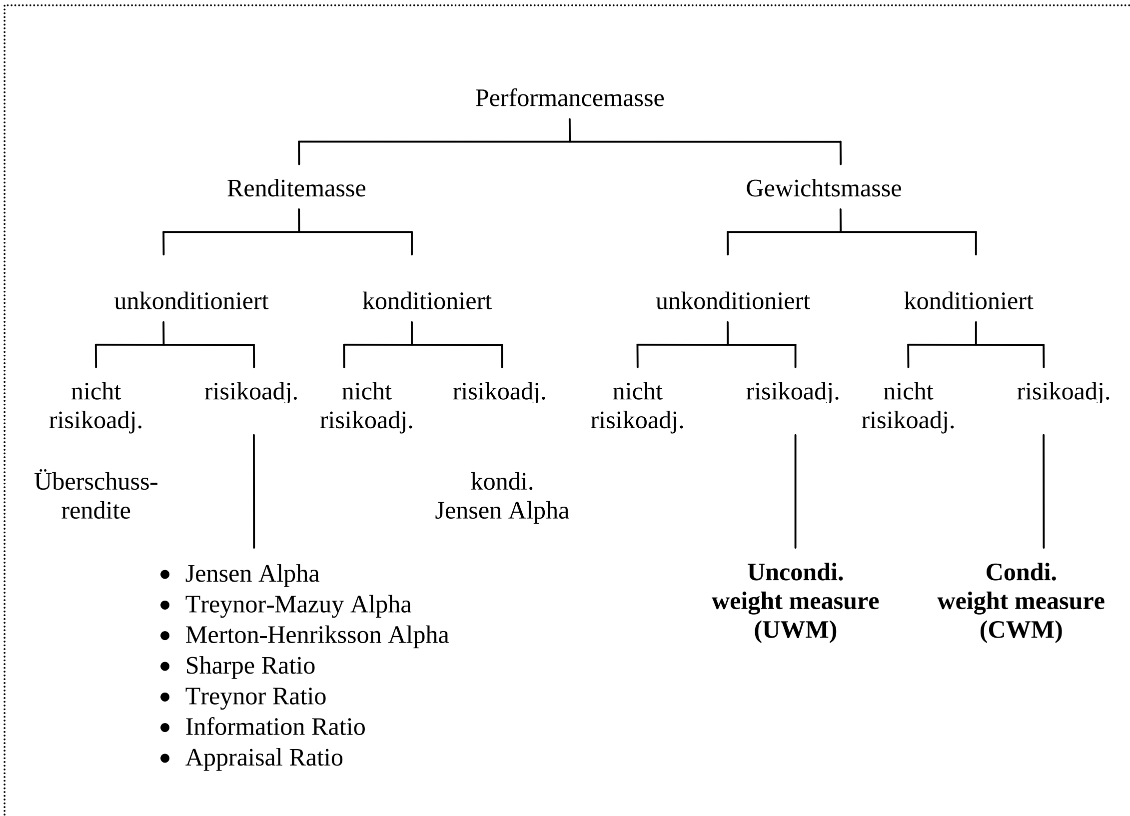
Bei der genaueren Betrachtung der gewichtsorientierten Performancemasse stellt sich die Frage, wie die Definition der Performance bzw. der risikoadjustierten Performance auf diese Masse zutreffend ist. Um dies zeigen zu können, wird die Kovarianz $Cov(\Delta w_{jt}, r_{jt})$ umgeformt zu $E(\Delta w_{jt} r_{jt}) - E(\Delta w_{jt}) E(r_{jt})$. Der erste Term entspricht der erwarteten Portfoliorendite bei vorhandenen Korrelationen zwischen Titelgewichten und zukünftigen Titelrenditen (d.h. der Portfoliomanager besitzt Information). Der zweite Term steht für die erwartete Portfoliorendite, die realisiert würde, wenn sämtliche Titelgewichte konstant bzw. mit den jeweiligen folgenden Titelrenditen unkorreliert wären (d.h. der Manager besitzt keine Information). Der erste Term entspricht der erwarteten Rendite des Portfolios. Der zweite Term erfasst die erwartete Rendite des Benchmark-Portfolios. Die Renditedifferenz zwischen diesen beiden Termen misst die Performance des Portfolios. Der zweite Term kann auch als Risikoadjustierung interpretiert werden, weil er die erwartete Rendite eines Portfolios mit konstanten Titelgewichten bei gleichem Portfoliorisiko des ersten Terms bzw. des zu bewertenden Portfolios liefert. Das heisst, die Renditedifferenz zwischen dem ersten und zweiten Term entspricht der risikoadjustierten Performance des Portfolios.

Das Renditemass in Form der Überschussrendite resultiert aus der Differenz zwischen der durchschnittlichen Rendite des Portfolios (erster Term) und der durchschnittlichen Rendite des Benchmark-Portfolios (zweiter Term). Der zweite Term kann hier nicht als Risikoadjustierung interpretiert werden. Er liefert zwar die durchschnittliche Rendite eines Portfolios mit konstanten Titelgewichten, sein Risikoniveau entspricht aber nicht demjenigen des Portfolios (erster Term). Das Renditemass in Form des Jensen's Alphas ergibt sich aus der Differenz zwischen der durchschnittlichen Rendite des Portfolios (erster Term) und dem Produkt aus Portfoliobeta und durchschnittlicher Rendite des Benchmark-Portfolios (das Produkt widerspiegelt den zweiten Term). Der zweite Term kann hier als Risikoadjustierung interpretiert werden. Das Produkt aus Portfoliobeta und durchschnittlicher Benchmarkrendite liefert die durchschnittliche Rendite eines Portfolios mit konstanten Titelgewichten, wobei das Risiko des Produktes (zweiter Term) demjenigen des Portfolios (erster Term) entspricht. Bei den Rendite- und Gewichtsmassen handelt es sich grundsätzlich immer um risikoadjustierte Performancemasse. Setzt man die Betas der Renditemasse aber gleich eins, verlieren die Renditemasse ihre Risikoadjustierung und gelten somit (nur noch) als gewöhnliche Performancemasse.

Der Begriff demeaned Titelrendite (demeaned Portfoliorendite) bezeichnet die Überschussrendite des Titels (Portfolios) bezüglich seiner Durchschnittsrendite. Der Begriff abnormale Titelrendite (abnormale Portfoliorendite) kennzeichnet die Überschussrendite des Titels (Portfolios) bezüglich der auf öffentlicher Information basierenden Rendite für diesen Titel (dieses Portfolio). Bei den Rendite- und Gewichtsmassen steht der Begriff abnormale Titelperformance (abnormale Portfolioperformance) für die Überschussrendite des Titels (Portfolios) bezüglich der vom Marktindex und den öffentlichen Informationsvariablen erzielten Rendite für diesen Titel (dieses Portfolio). Für die Renditemasse werden die Ausdrücke (9), (14b) und (15b) benötigt. Bei den Gewichtsmassen kommen die Ausdrücke (6), (7), (8), (18) und (19) zur Anwendung. Sämtliche Performancemasse sind in Abbildung 1 zusammengefasst.

Abbildung 1

Übersicht über die Performancemasse



Sowohl das Performancemass ohne Beta-Adjustierung (Überschussrendite) als auch das Performancemass mit Beta-Adjustierung (Alpha) gehört zur Gruppe der Renditemasse. Beim Renditemass ohne Beta-Adjustierung gilt die Annahme, dass das Portfoliobeta gleich eins ist. Die Gewichtsmasse sind aufgrund ihres Kovarianzausdrucks immer risikoadjustiert. Im Gegensatz zu den Renditemassen, welche sich in nicht risikoadjustierte und risikoadjustierte Performancemasse unterteilen lassen, gibt es bei den Gewichtsmassen nur risikoadjustierte Performancemasse. Die konditionierte nicht risikoadjustierte Überschussrendite findet in der Empirie keine Anwendung. Das Sharpe-Ratio und das Treynor-Ratio sind zwar auch risikoadjustierte Performancemasse, ihre Überschussrenditen bezüglich der risikolosen Rendite vermögen die Portfolioperformance aber nur ansatzweise zu messen. Der alleinige Einsatz des risikolosen Zinssatzes als Benchmark-Portfolio ist somit zur Messung der Performance nicht geeignet. Treynor-Mazuy Alpha und Merton-Henriksson Alpha gibt es auch im konditionierten Fall.

1.2 Übersicht über die Performanceliteratur[3]

Die akademische Literatur befasst sich seit über 40 Jahren mit der Performancemessung von Anlagefonds. Ausgangspunkt dieses Forschungsgebiets bildet die Begründung der modernen Portfoliotheorie, ausgelöst durch die Arbeit von Harry Markowitz (1952 und 1957) zur Theorie der Portfolioselektion. Markowitz betrachtete als erster Portfolios unter dem Aspekt der Nutzenmaximierung bei Unsicherheit. Er zeigte, wie sich effiziente Portfolios durch Diversifikation bilden lassen, indem die Portfoliorendite bei gegebenem Portfoliorisiko maximiert bzw. das Portfoliorisiko bei gegebener Portfoliorendite minimiert wird. Markowitz quantifizierte dabei das Titel- bzw. Portfoliorisiko mit der Varianz der erzielten Titel- bzw. Portfoliorenditen. Die effizienten Portfolios ermöglichen den Anlegern, in Portfolios mit optimalem Rendite/Risiko-Verhältnis zu investieren. Der Portfolioeffizienz fehlt aber die Bewertung der Titel- bzw. Portfoliorisiken durch den Kapitalmarkt. Dies ist aber eine Voraussetzung, damit ermittelt werden kann, ob und wie weit die eingegangenen Risiken vom Kapitalmarkt entschädigt werden. Erst mit der Entwicklung des Capital Asset Pricing Model (CAPM) durch Sharpe (1964), Lintner (1965) und Mossin (1966) wurde ein Modell geschaffen, welches die Bewertung von Titel- und Portfoliorisiken durch den Kapitalmarkt im Gleichgewicht ermöglicht. Das CAPM liefert für die risikoadjustierte Performancemessung den relevanten Benchmark, indem es die vom Kapitalmarkt entschädigte Rendite einer risikomässig vergleichbaren Anlage bestimmt. Mit Hilfe der ex post Version des CAPM bzw. einer einfachen Regressionsgleichung kann die Performance eines Titel oder Portfolios bestimmt werden. Der erste empirische Test des CAPM bestand in der Evaluierung der Performance amerikanischer Anlagefonds. Der vorliegende Abschnitt soll einen Überblick über die wichtigsten theoretischen und empirischen Arbeiten zur Performancemessung geben. Es handelt sich dabei um eine chronologische Abfolge der Forschungsergebnisse.

Die erste umfassende Studie zur Ermittlung der Performance von Anlagefonds wurde von Friend, Brown, Herman und Vickers (1962) durchgeführt. Da zu dieser Zeit das CAPM noch nicht bekannt war, verwendeten die Autoren nicht ein Beta-adjustiertes Benchmark-Portfolio, sondern ein Portfolio bestehend aus fünf Aktien, die entsprechend ihrer Gewichtung in den analysierten Fonds gewichtet wurden. Somit ergab sich ein risikomässig vergleichbares Referenzportfolio zu den Fonds. Die Performancemessung ergab, dass die Fonds bezüglich

---

[3] Dieser Abschnitt lehnt sich an Jaeger, Rudolf, Zimmermann und Zogg (1996): Moderne Performance-Messung. Ein Handbuch für die Praxis, Abschnitt 3.1, an und wurde um die konditionierte Performancemessung erweitert.

diesem Benchmark eine durchschnittliche Überschussrendite von -0.2% pro Jahr erzielten. Später wurde diese Untersuchung von Friend, Blume und Crockett (1970) mit aktualisierten Daten und unter Anwendung des neuen Beta-Konzepts wiederholt. In diesem Fall erzielten dieselben Fonds gegenüber dem Beta-adjustierten Benchmark-Portfolio eine durchschnittliche Überschussrendite von 2.98% pro Jahr.

Nach der Veröffentlichung des CAPM im Jahre 1964 setzte ein Boom in der Forschung der Performancemessung ein. Treynor (1965) wendete erstmals die neuen Erkenntnisse aus dem CAPM für die Performancemessung an. Zur Ermittlung der Performance adjustierte er die Portfoliorendite mit dem Marktrisiko. Dazu dividierte er die durchschnittliche Überschussrendite bezüglich des risikolosen Zinssatzes durch das Portfoliobeta. Dieses Performancemass ist unter dem Namen Treynor-Ratio in die Literatur eingegangen. Sharpe (1966) konstruierte mit der Sharpe-Ratio ein ähnliches Performancemass, welches jedoch die durchschnittliche Überschussrendite bezüglich des risikolosen Zinssatzes durch das Gesamtrisiko des Portfolios dividiert. Sharpe (1966) kam in seiner empirischen Arbeit zum Schluss, dass die Sharpe-Ratio für die untersuchten amerikanischen Fonds im Durchschnitt um 0.4% unter der Sharpe-Ratio des Dow-Jones-Index lag. Die wohl bekannteste Studie zur Messung der Fondsperformance stammt von Jensen (1968 und 1969). Jensen ermittelte für die Fonds im Durchschnitt ein Jensen’s Alpha von -1.1% pro Jahr. Vor Abzug der Fondskosten berechnete Jensen eine jährliche Performance von rund 0%, was mit der Hypothese effizienter Märkte übereinstimmte. In der mathematischen Gleichung des CAPM erscheint das Jensen’s Alpha nicht bzw. ist gleich null. Die Zugehörigkeit des Jensen’s Alphas zum CAPM ergibt sich aus der Abweichungsdistanz bzw. Überschussrendite gegenüber der Security Market Line (SML) des CAPM. Mains (1977) wiederholte die Untersuchung von Jensen für 70 der ursprünglich 115 analysierten Fonds über denselben Zeitraum hinweg. Im Gegensatz zu Jensen verwendete Mains keine Jahresrenditen sondern Monatsrenditen. Er ermittelte dabei ein Jensen’s Alpha von durchschnittlich 0.09% pro Jahr. Für die jährliche Datenbasis berechnete Mains ein durchschnittliches Jensen’s Alpha von -0.62% pro Jahr. Ippolito (1989) fand für dieselben 70 Anlagefonds in einer späteren Zeitperiode anhand von Jahresdaten im Durchschnitt ein Jensen’s Alpha von 0.83% pro Jahr.

Mit der Entwicklung der Arbitrage Pricing Theory (APT) durch Ross (1976) standen im Gegensatz zum CAPM nicht nur ein einzelner Benchmark sondern mehrere Benchmarks gleichzeitig zur Verfügung. Die APT stellt in Frage, ob das Marktportfolio beim CAPM das bewertungsrelevante bzw. systematische Risiko hinreichend aggregieren kann. Es wird agumentiert, dass das systematische Risiko durch verschiedene Risikofaktoren erklärt werden kann. Dies bedeutet, dass das systematische Risiko mehrdimensional modelliert wird und nicht mehr nur dem Marktrisiko wie im CAPM entspricht. Die APT ermöglicht somit gegenüber dem CAPM eine differenziertere Analyse der Performance. Analog zur CAPM-basierten Performancemessung lässt sich bei mehrdimensionalen Benchmark-Portfolios das Jensen’s Alpha berechnen, welches auch hier als Mass für die Selektivität dient. Die erste umfassende empirische Untersuchung mit mehrdimensionalen Benchmarks wurde von Lehmann und Modest (1987) durchgeführt. Sie fanden in ihrer Untersuchung, dass die Anwendung der APT im Gegensatz zum CAPM eine stark negative Performance generierte. Die empirische Forschung mit mehrdimensionalen Benchmark-Portfolios wurde später von Grinblatt und Titman (1989a) sowie Connor und Korajczyk (1991) fortgesetzt, ohne die Ergebnisse von Lehmann und Modest zu bestätigen.

Die empirische Forschung mit mehrdimensionalen Benchmark-Portfolios bei der Performancemessung war motiviert von der Frage, ob die Wahl des Benchmarks beim CAPM für die Performanceergebnisse von Bedeutung sei. Ende der 70er Jahre löste die CAPM-Kritik von Roll eine Diskussion zur korrekten Wahl des Benchmarks bei der Performancemessung aus. Roll (1978) zeigte, dass die Performanceergebnisse basierend auf dem CAPM sehr sensitiv gegenüber der Wahl des verwendeten Benchmark-Portfolios reagieren. Er begründet dies damit, dass die als Approximation für das unbekannte Marktportfolio verwendeten Benchmark-Portfolios innerhalb der Efficient Frontier des Marktportfolios liegen und somit bezüglich des Marktportfolios ineffizient sind. Durch die Wahl solcher unterschiedlicher ineffizienter Benchmark-Portfolios wird die Portfolioperformance passiver und aktiver Portfolios beliebig veränderbar. Roll (1978) zeigte auch: Bei der Wahl eines ineffizienten Benchmark-Portfolios weichen die Performanceergebnisse für passive und aktive Portfolios von null ab. Mit dem effizienten Benchmark-Portfolio bzw. mit dem Marktportfolio sind sämtliche Performanceergebnisse von passiven und aktiven Portfolios gleich null. Wenn das Benchmark-Portfolio effizient ist, liegen alle darin enthaltenen Titel und aus diesen Titeln gebildeten Portfolios auf der Security Market Line des CAPM. Ziel ist es aber für passive Portfolios eine Performance von null und für aktive Portfolios eine Performance ungleich null messen zu können. Roll’s Kritik besagt, dass weder mit einem ineffizienten noch mit einem effizienten Benchmark-Portfolio gleichzeitig die Performance passiver und aktiver Portfolios korrekt gemessen werden kann. Eine Lösung für Roll’s Kritik bieten die von Mayers und Rice

(1979), Dybvig und Ross (1985) sowie Grinblatt und Titman (1989a) entwickelten Methoden, welche zwischen informierten und nichtinformierten Portfoliomanagern unterscheiden. Die informierten Manager nutzen ihre Informationen, so dass ihre Portfolios auf einer Efficient Frontier liegen, welche sich ausserhalb jener der uninformierten Manager befindet. Uninformierte Manager besitzen keine Informationen mit denen sie das Rendite-Risiko-Verhältnis ihres jeweiligen Portfolios erhöhen können. Diese Portfolios liegen folglich auf einer Efficient Frontier innerhalb jener der informierten Manager. Die Verwendung eines Benchmark-Portfolios, welches effizient bezüglich passiver Portfolios uninformierter Manager, jedoch ineffizient bezüglich den aktiven Portfolios der informierten Managern ist, liefert die Lösung für Roll’s Kritik.

Der Verwendung von CAPM- und APT-basierten Modellen zur Performancemessung unterliegt die Annahme, dass die Portfoliogewichte über die Zeit hinweg unverändert bleiben. Diese Annahme trifft jedoch nicht mehr zu, wenn die Portfoliomanager ihr Portfolio im Sinne von market timing umschichten. In diesem Fall können die auf CAPM- und APT basierenden Performancemessungen aufgrund des durch market timing verursachten messtechnischen Bias irreführende Ergebnisse ergeben. Die Forschung beschäftigte sich deshalb damit, wie market timing so modelliert werden kann, dass kein Bias bei der Performancemessung entsteht. Fama (1972) und Jensen (1972) entwickelten dazu die Theorie der Aufteilung der Performance eines aktiven Portfolios auf die Timing- und Selektivitätskomponente. Der erste Versuch Timing-Fähigkeiten zu modellieren und empirisch nachzuweisen, wurde von Treynor und Mazuy (1966) unternommen. Sie gingen von der Annahme aus, dass die Krümmung der Security Market Line bei einer erfolgreichen Timing-Strategie einer quadratischen Funktion folge und fügten dementsprechend der CAPM-Regressionsgleichung einen quadratischen Term an. Sie entwickelten somit ein nichtlineares CAPM. Mit dessen Regressionsgleichung untersuchten sie dann amerikanische Anlagefonds auf das Vorhandensein von market timing. Aus den Testergebnissen schliessen sie, dass den Portfoliomanagern die Fähigkeit fehlt, die zukünftigen Bewegungen des Marktes vorauszusehen. Weitere solche empirischen Untersuchungen wurden durchgeführt, so z.B. von Lee und Rahman (1990) und Cumby und Glen (1990). Insgesamt waren die empirischen Ergebnisse jedoch wenig aussagekräftig für die Unterscheidung zwischen Timing- und Selektivitätskomponenten.

Im Jahre 1981 entwickelten Merton (1981) und Henriksson und Merton (1981) eine weitere regressionsbasierte Methode zur Modellierung und zum Nachweis von Timing-Komponenten.

Merton (1981) zeigte, wie die Performance basierend auf Portfolioumschichtungen im Sinne von market timing mit Hilfe der Option Pricing Theory (OPT) bewertet werden kann. Die Payoff-Struktur von getimten Portfolios kann mit Hilfe von Optionen repliziert werden. Der von Henriksson und Merton (1981) vorgeschlagene empirische Test besteht aus einer Regression, welche anstelle des quadratischen Terms bei Treynor und Mazuy (1966) einen nichtlinearen Term der Form $\max(0, r_f - r_m)$ enthält. Dieser Term entspricht dem Payoff einer Put-Option, welche auf das Benchmark-Portfolio gekauft wurde und einen Ausübungspreis gleich der risikolosen Rendite hat. Diese Technik wurde von Kon (1983), Henriksson (1984) und Chang und Lewellen (1984) zum Nachweis von Timing-Fähigkeiten bei amerikanischen Anlagefonds angewendet. Sie fanden jedoch wenig empirische Evidenz für market timing. Das Auftreten negativer Timing-Regressionskoeffizienten sprach sogar für inverse Timing-Fähigkeiten und hat zu kontroversen Interpretationen geführt (Connor und Korajczyk (1991)). Spätere Untersuchungen, wie etwa die von Cumby und Glen (1990) an internationalen Anlagefonds, kamen zu ähnlichen Resultaten. Ein Nachteil der beiden regressionsbasierten Methoden besteht darin, dass sie Markt-Timing-Strategien nicht von anderen dynamischen Strategien wie etwa Portfolio Insurance oder synthetischen Optionsstrategien zu unterscheiden vermögen. Aus diesem Grund verwendeten Cumby und Glen (1990) in ihrer Studie nebst dem Merton-Henriksson-Modell zusätzlich eine alternative Methode zum Nachweis von Timing-Fähigkeiten. Diese alternative Methode wurde von Grinblatt und Titman (1989a) entwickelt und als „Positve Period Weighting Measure" bezeichnet. Die Idee, die hinter diesem Performancemass steckt ist die, dass hohe positive Portfoliorenditen aufgrund hoher Portfoliobetas und hoher positiver Benchmark-Portfoliorenditen weniger stark gewichtet werden. Erst nach dieser Anpassung erfolgt die Regression der modifizierten Portfoliorenditen auf die Benchmarkrenditen. Ein solcher Ansatz verhindert den verzerrenden Einfluss des market timing auf Jensen's Alpha.

Ferson und Schadt (1996) entwickelten ein konditioniertes CAPM, eine konditionierte APT, eine konditionierte Version des Treynor-Mazuy-Modells und eine konditionierte Version des Merton-Henriksson-Modells. Für diese vier Modelle wurde jeweils eine individuelle konditionierte Regressionsgleichung definiert. Mit diesen konditionierten Regressionsgleichungen untersuchten Ferson und Schadt (1996) amerikanische Anlagefonds bezüglich Performance und Existenz von market timing. Ihre empirischen Ergebnisse lauten wie folgt: Wie bei den meisten empirischen Performanceanalysen sind die Jensen's Alphas basierend auf CAPM und APT (in Form eines 4-Faktor-Modells) auch bei Ferson und Schadt's Untersuchung negativ. Werden CAPM und APT konditioniert, bewegen sich die Jensen's Alphas gegen null. Die unkonditionierten Versionen des Treynor-Mazuy-Modells und des Merton-Henriksson-Modells berechnen oft negative Timing-Regressionskoeffizienten. Mit der Konditionierung dieser beiden Modelle verschwindet die Evidenz inverser Timing-Fähigkeiten. Eine Reihe weiterer Studien befasste sich mit der Konditionierung von renditeorientierten Performancemassen. Dies waren: Becker, Ferson, Myers und Schill (1997), Christopherson, Ferson und Glassman (1997) und Farnsworth, Ferson, Jackson und Todd (1997).

Die bis anhin vorgestellten Performancemasse haben gemeinsam, dass sie für ihre Berechnung als einzige Information die Beobachtung der Renditen über die Zeit hinweg voraussetzen. Neben diesen renditeorientierten Methoden wurde jedoch auch eine Gruppe von Performancemassen entwickelt, die Informationen über die Portfoliogewichte der zu bewertenden Portfolios in die Performancemessung einbeziehen. Der Vorteil dieser Methoden ist, dass sie für ihre Berechnung keinen exogenen Benchmark benötigen und die Performance-resultate somit unverfälscht bezüglich market timing und Benchmarkineffizienz sind. Das erste Performancemass ohne einen exogenen Benchmark entwickelte Cornell (1979). Als Referenzportfolio dient hier nicht ein kapitalisierungsgewichtetes Marktportfolio, sondern ein in der Gewichtung identisch zusammengesetztes Portfolio in einer zeitlich vorangehenden Periode. Eine alternative Variante entwickelten Copeland und Mayers (1982), die im Gegensatz zu Cornell nicht eine vorangehende Periode sondern eine Folgeperiode für die Festlegung der Durchschnittsrenditen der Titel innerhalb des Referenzportfolios benutzt. In der Literatur werden diese beiden Performancemasse als Event Study Measure bezeichnet. Im Gegensatz zum von Grinblatt und Titman (1993) entwickelten Portfolio Change Measure, das mit Portfoliogewichtsveränderungen arbeitet, verwendet das Event Study Measure ausschliesslich Portfoliogewichte. Grinblatt und Titman (1993) verarbeiteten Portfolio-gewichtsdaten von der Firma CDA Investment Technologies Inc.. Die empirischen Performancetests mit amerikanischen Anlagefonds ergeben für das Gewichtsmass 0.37% pro Jahr. Bei einer Ausweitung der Veränderungszeitdauer zwischen den Titelgewichten resultieren sogar 2.04% pro Jahr. Ferson und Khang (1998 und 2002) entwickelten das Portfolio Change Measure weiter und evaluierten damit die Performance von amerikanischen Pensionskassenfonds im unkonditionierten und konditionierten Fall. Die Daten der Portfoliogewichte stammen diesmal von der Firma Callan Associates Inc.. Ihre empirischen

Untersuchungen zur Performance zeigen ein unkonditioniertes Gewichtsmass von 0.24% pro Jahr. Für das konditionierte Gewichtsmass ermittelten sie pro Jahr 0.16%.

Die Arbeiten zur gewichtsorientierten Performancemessung lassen sich wie folgt zusammenfassen: Cornell (1979) erwähnte als erster die Möglichkeit, über die Titelgewichte die Performance eines Portfolios messen zu können. Cornell's Mass wurde durch Copeland und Mayers (1982) modifiziert und empirisch angewendet. Charakteristisch für diese Methoden ist die Verwendung von Portfoliogewichten. Das von Grinblatt und Titman (1993) neu entwickelte gewichtsorientierte Performancemass arbeitet mit Portfoliogewichtsveränderungen. Sie treffen dabei die Annahme, dass die Portfoliomanager einer rebalancing-Strategie folgen. In ihrer empirischen Untersuchung analysieren sie die Performance von Anlagefonds. Mehrere Studien benutzten anschliessend dieses neue Performancemass, vergleiche dazu Grinblatt, Titman und Wermers (1995), Wermers (1997) und Zheng (1999). Ferson und Khang (1998 und 2002) entwickelten Grinblatt und Titman's Mass weiter und evaluierten damit die Performance von Pensionskassenfonds. Im Unterschied zu Grinblatt und Titman unterstellen sie den Portfoliomanagern nicht eine rebalancing-Strategie sondern eine buy-and-hold-Strategie. Eckbo und Smith (1998) nutzten das Performancemass von Ferson und Khang (1998) zur Untersuchung von Insiderhandel. Die vorliegende Studie analysiert die Performance von Anlagefonds mit derselben Messtechnik wie Ferson und Khang (2002). Ferson und Schadt (1996) verwendeten erstmals bei der renditeorientierten Performancemessung konditionierte Renditen. Ferson und Khang (1998) waren die ersten, die bei der gewichtsorientierten Performancemessung mit konditionierten Renditen arbeiteten. Sowohl Ferson und Schadt (1996) als auch Ferson und Khang (1998) kamen zum Schluss, dass sich die Messergebnisse aus konditionierten Renditen von den Messergebnissen aus nicht konditionierten Renditen unterscheiden.

1.3 Dynamisierung des Portfoliobetas

Das Portfoliobeta entspricht der Summe der mit den jeweiligen Titelgewichten des Portfolios gewichteten Titelbetas. Dieser Zusammenhang lässt sich ausdrücken als:

$$\beta_P = \sum_{j=1}^{N} w_j \beta_j \quad \text{wobei} \quad \beta_j = \frac{Cov(R_M, R_j)}{Var(R_M)} \quad \text{und} \quad \beta_P = \frac{Cov(R_M, R_P)}{Var(R_M)} \qquad (20)$$

w_j = Gewicht des Titels j

β_j = Beta des Titels j bzw. Titelrisikoniveau

β_P = Beta des Portfolios bzw. Portfoliorisikoniveau

R_j = Rendite des Titels j

R_M = Rendite des Marktes bzw. Benchmarks

R_P = Rendite des Portfolios

Es existieren zwei unterschiedliche Fähigkeiten des Portfoliomanagers: Market timing und security selection. Market timing (bzw. Markt-Timing) bedeutet, dass der Manager basierend auf der erwarteten Marktentwicklung die Titelgewichte im Hinblick auf eine Anhebung oder Senkung des Portfoliorisikoniveaus über die Zeit hinweg anpasst. Security selection (bzw. Titelselektion) heisst, dass der Manager basierend auf einer erwarteten Titelrendite das entsprechende Titelgewicht im Hinblick auf eine Anhebung oder Senkung des Titelrisikoniveaus (bzw. Portfoliorisikoniveaus) über die Zeit hinweg adjustiert. Sowohl wegen market timing als auch security selection verändern sich die Gewichtungen der Titelbetas, was aufgrund der Aufsummierung zur Folge hat, dass sich auch das Portfoliobeta über die Zeit hinweg verändert. Die Betas der Titel innerhalb des Portfolios bzw. Fonds sind ebenfalls zeitvariabel, wenn sich die Titel- und/oder Benchmarkrenditen während der Zeit verändern. Im Gegensatz zur aktiven Dynamisierung des Portfoliobetas durch den Manager verändert sich das Portfoliobeta in diesem Fall ohne Einflussnahme des Managers. Unter derselben Voraussetzung wie bei den Titelbetas im Fonds verhalten sich auch die Titelbetas im Benchmark-Portfolio selbstständig zeitvariabel. Das Beta des Benchmarks verändert sich deswegen aber nicht über die Zeit hinweg. Das Benchmarkbeta bleibt aufgrund der Regressionskonstruktion immer konstant gleich eins. Entscheide des Portfoliomanagers sind hier irrelevant.

Die Abbildung 2 präsentiert sowohl durch den Portfoliomanager (d.h. aktive) als auch ohne den Manager verursachte (d.h. passive) Portfoliobetaveränderungen über die Zeit hinweg. Die aktiven Veränderungen des Portfoliobetas basieren auf öffentlicher und/oder privater Information. Passiv verursachte Portfoliobetaveränderungen, beruhen ausschliesslich auf öffentlicher Information. Die aktiven und passiven Portfoliobetaveränderungen führen zur Über- oder Unterschätzung des Portfolio Jensen's Alphas.

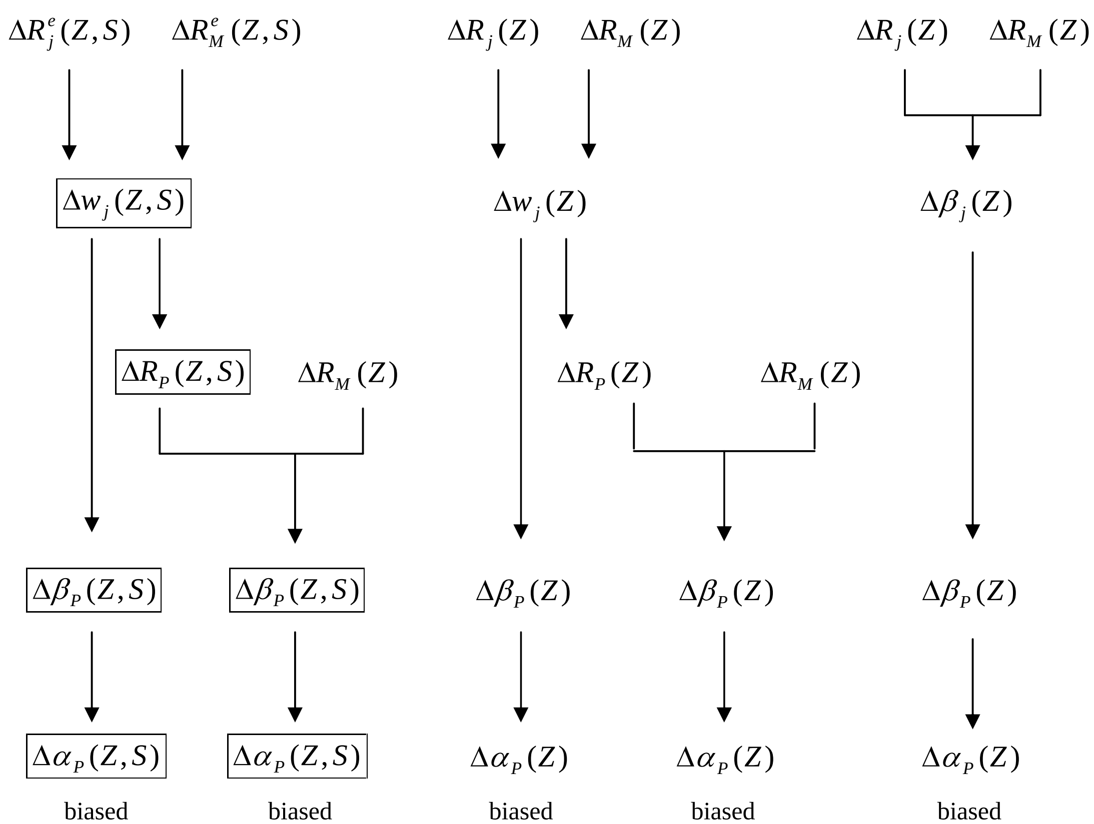
Die Abbildung 3 zeigt ein Beispiel (Fall 1), wo aufgrund des zeitvariablen Portfoliobetas in Folge von market timing, das Jensen's Alpha des Portfolios überschätzt wird, vgl. Jensen (1972). In dieser Abbildung werden die Überschussrenditen eines aktiv gemanagten Portfolios (Fondsrenditen minus risikolose Renditen) auf die Überschussrenditen eines Benchmark-Portfolios (Benchmarkrenditen minus risikolose Renditen) regressiert. Der Portfoliomanager hat die Möglichkeit zwischen einem hohen und einem tiefen Portfoliobeta über die Zeit hin und her zu wechseln. Die steilere bzw. flachere Steigung der durchgezogenen Geraden kennzeichnet das hohe bzw. tiefe Portfoliobeta. Das jeweilige Beta des Portfolios ist grösser als null, weil die Portfoliorenditen mit ihren Benchmarkrenditen positiv korreliert sind. Ist das Benchmark-Portfolio mean-variance effizient, verlaufen die Geraden der Portfoliobetas durch den Nullpunkt. Es gibt per Annahme zwei verschiedene Marktzustände. Der Portfoliomanager erhält also entweder einen Hinweis, dass die Überschussrendite des Benchmarks bezüglich dem risikolosen Zinssatz (R_M-R_f) zukünftig R_H (R_H > unkonditionierter Durchschnitt von (R_M-R_f)) oder R_L (R_L < unkonditionierter Durchschnitt von (R_M-R_f)) sein wird.

Betreibt der Portfoliomanager im Fall 1 market timing und erhält das positive Signal R_H, wird er ein hohes Portfoliobeta bilden und im Punkt A zu liegen kommen. Das market timing beim negativen Signal R_L verlangt vom Portfoliomanager, dass er ein tiefes Portfoliobeta bildet, was sich im Punkt B widerspiegelt. Eine Performancemessung (Regression) ohne Information bzw. ohne Signale verbindet die Beobachtungspunkte A und B miteinander. Die daraus resultierende Regressionsgerade, in der Graphik mit der gestrichelten Geraden dargestellt, zeigt dann in Punkt C ein positives Jensen's Alpha für das Portfolio an. Ein ähnliches Resultat ergäbe sich auch bei mehr als zwei Beobachtungen. Die zusätzlichen Beobachtungen lägen in Form einer Punktewolke jeweils um die Punkte A und B verstreut, was die Lage der Regressionsgeraden nicht gross ändern würde. Betrachtet man die Signale R_L und R_H, so hat der Portfoliomanager bei beiden kein positives Jensen's Alpha erwirtschaftet, sowohl die

Abbildung 2

Aktive und passive Portfoliobetaveränderungen

ΔR_j	= Veränderung der Titelrendite
ΔR_j^e	= Veränderung der erwarteten Titelrendite
Δw_j	= Veränderung des Titelgewichtes
$\Delta \beta_j$	= Veränderung des Titelbetas
ΔR_M	= Veränderung der Marktportfoliorendite
ΔR_M^e	= Veränderung der erwarteten Marktportfoliorendite
ΔR_P	= Veränderung der Portfoliorendite
$\Delta \beta_P$	= Veränderung des Portfoliobetas
$\Delta \alpha_P$	= Veränderung des Portfolio Jensen's Alphas
(Z)	= öffentliche Information
(Z,S)	= öffentliche und/oder private Information



Aktive bzw. durch den Manager verursachte Veränderungen sind mit einer Umrandung der entsprechenden Variablen markiert. Nicht umrandete Variablen stehen für passive bzw. nicht durch den Manager verursachte Veränderungen. Aktive Veränderungen basieren auf öffentlicher und/oder privater Information. Passive Veränderungen beruhen ausschliesslich auf öffentlicher Information. Die aktiven und passiven Portfoliobetaveränderungen führen zu verzerrten (biased) Messergebnissen beim Portfolio Jensen's Alpha.

Gerade durch den Punkt A als auch jene durch den Punkt B weist einen y-Achsenabschnitt von null auf. Das Performancemass bzw. Portfolio Jensen's Alpha wird in diesem Beispiel (Fall 1) also überschätzt.

Die Abbildungen 3 bis und mit 8 beinhalten drei theoretisch mögliche Anordnungen der Signale R_L und R_H auf der (R_M-R_f) Achse bei richtigem und falschem market timing. In den Fällen 1 und 2 ist R_L negativ und R_H positiv, in den Fällen 3 und 4 sind R_L und R_H beide positiv und in den Fällen 5 und 6 sind R_L und R_H beide negativ. Richtiges market timing bedeutet, dass bei einem positiven (negativen) Signal ein hohes (tiefes) Portfoliobeta existiert. Besitzt das Portfolio bei einem positiven (negativen) Signal jedoch ein tiefes (hohes) Beta, verfolgt der Manager eine falsche market timing Strategie. Ein über einen Bull- und Bear-Market (bzw. ein positives und negatives Signal) hinweg konstant bleibendes Portfoliobeta impliziert, dass kein market timing betrieben wird. Die Informationsvariablen bleiben bei richtigem und falschem market timing dieselben, ihre Interpretation kann jedoch richtig oder falsch sein. Nicht relevante Informationsvariablen besitzen sowohl bei richtigem als auch bei falschem market timing keinen Einfluss auf das Performancemass. Die Abbildungen 3 - 8 zeigen entweder eine Über- oder Unterschätzung des Jensen-Masses auf.

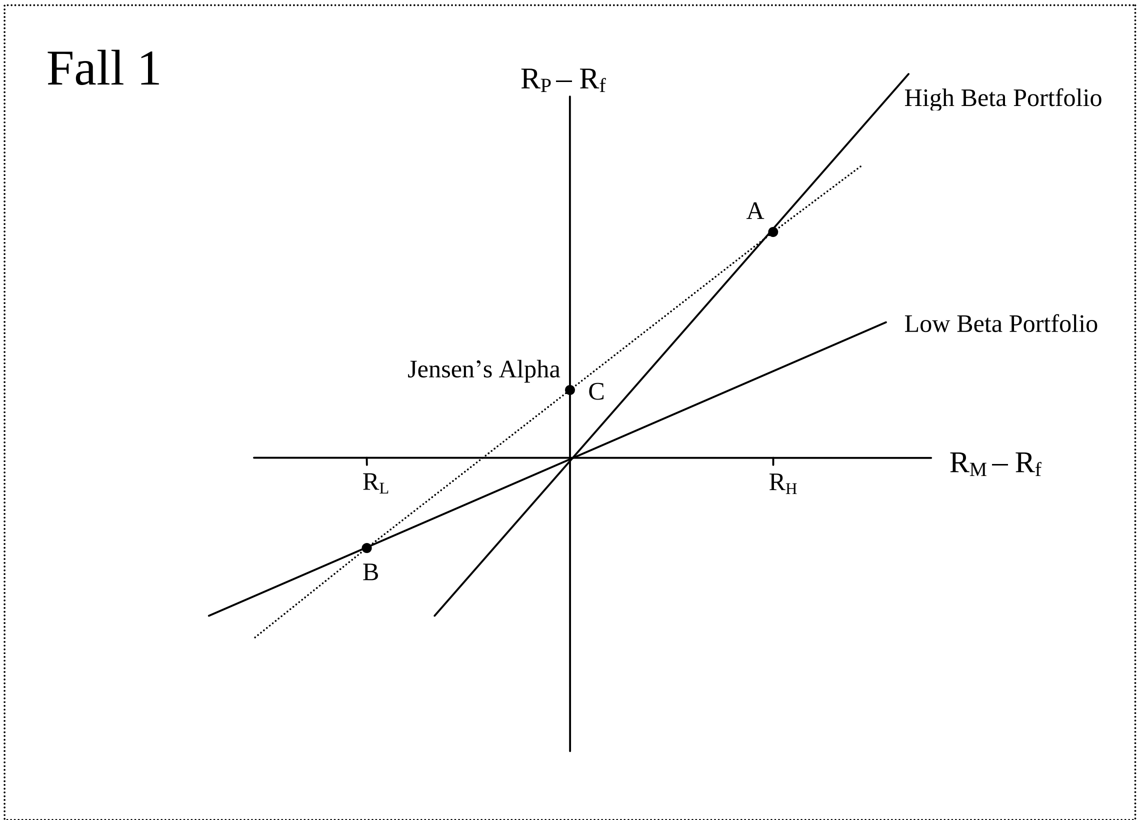
Die Abbildung 9 zeigt, dass sowohl die aktiven auf öffentlicher Information als auch die aktiven auf privater Information basierenden Portfoliobetaveränderungen sich in die Komponenten market timing (Marktportfolioebene) und security selection (Titelebene) unterteilen lassen. Bei den passiven ausschliesslich auf öffentlicher Information beruhenden Veränderungen des Portfoliobetas existiert weder market timing noch security selection. Die passiven Veränderungen können aber trotzdem der Marktportfolio- und Titelebene zugeordnet werden. Die aktiven und passiven Portfoliobetaveränderungen führen zur Über- oder Unterschätzung des Portfolio Jensen's Alphas.

Abbildung 3

Überschätzung von Jensen’s Alpha beim market timing

α = Jensen’s Alpha

richtiges market timing: A richtig, B richtig
Überschätzung von α
Korrekte Schätzung: α = 0



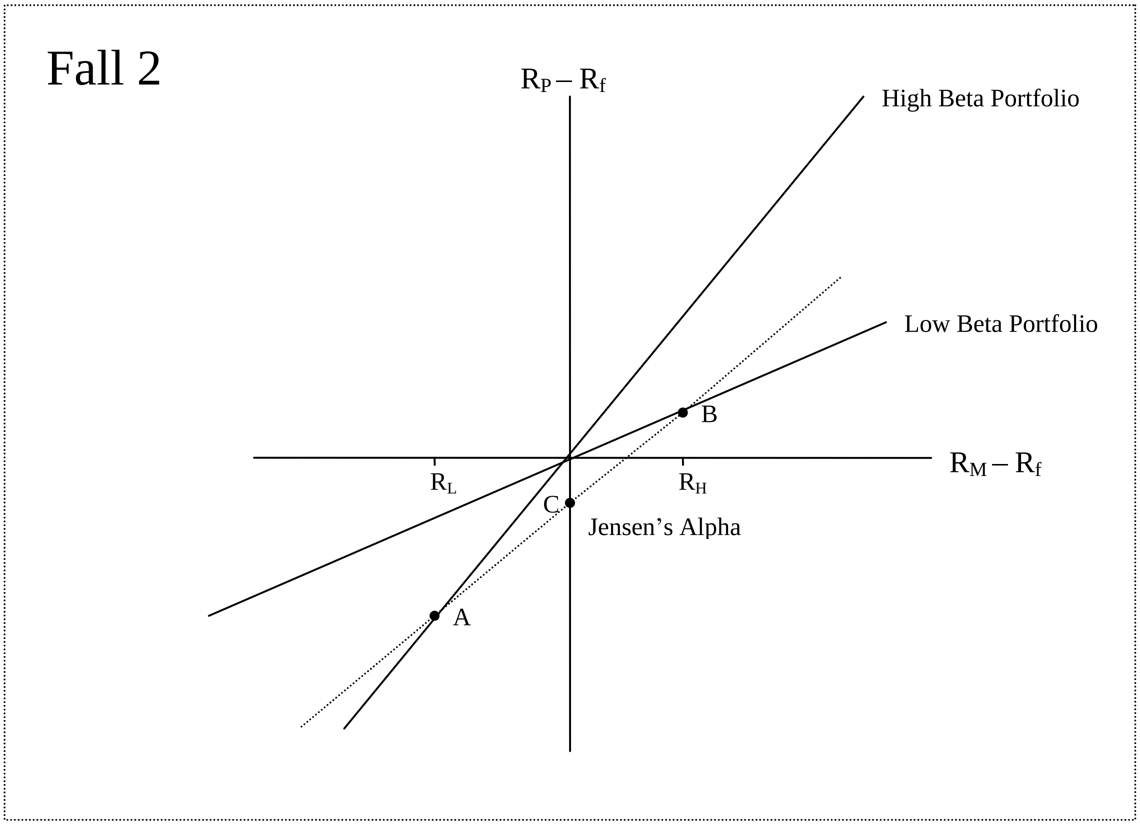
Die Rendite des Portfolios wird mit R_P, die Rendite des Benchmarks mit R_M und der risikolose Zinssatz mit R_f bezeichnet. Die Notation R_L bzw. R_H steht für die negative bzw. positive Überschussrendite des Benchmarks bezüglich dem risikolosen Zinssatz. Im Schnittpunkt der beiden Achsen ($R_M - R_f$) und ($R_P - R_f$) befindet sich der Nullpunkt.

Abbildung 4

Unterschätzung von Jensen's Alpha beim market timing

α = Jensen's Alpha

falsches market timing: A falsch, B falsch
Unterschätzung von α
Korrekte Schätzung: α = 0



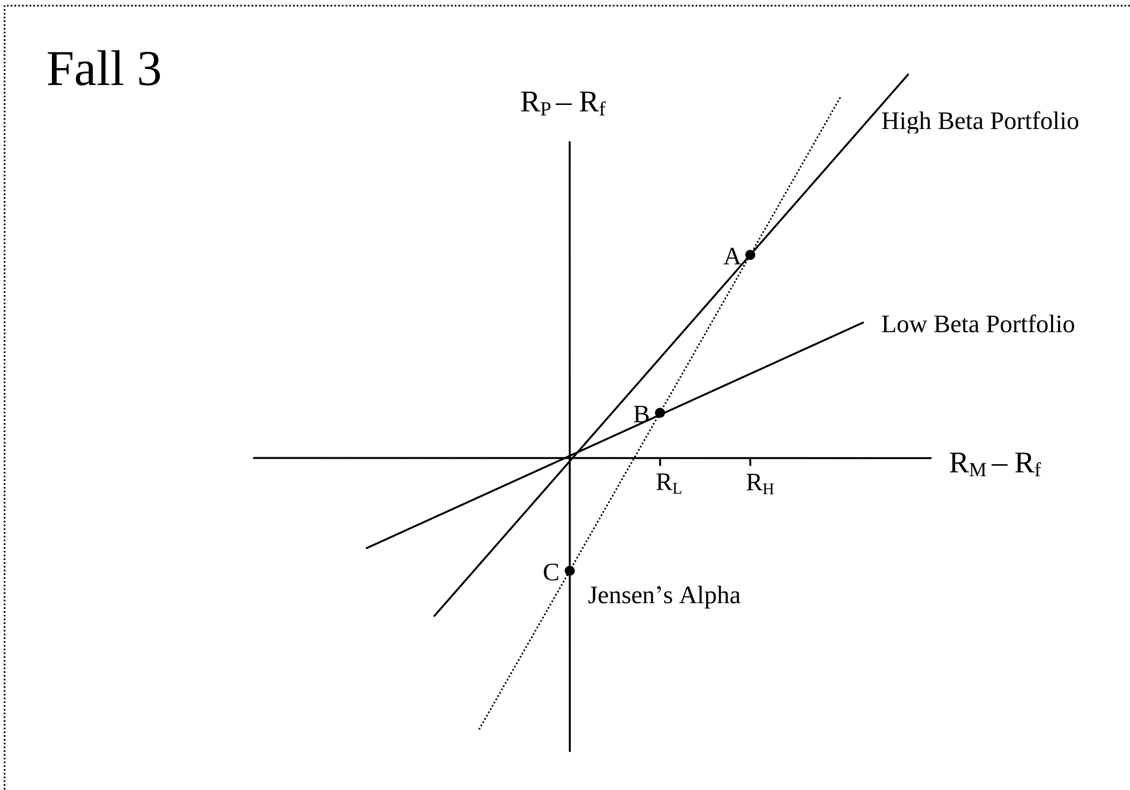
Die Rendite des Portfolios wird mit R_P, die Rendite des Benchmarks mit R_M und der risikolose Zinssatz mit R_f bezeichnet. Die Notation R_L bzw. R_H steht für die negative bzw. positive Überschussrendite des Benchmarks bezüglich dem risikolosen Zinssatz. Im Schnittpunkt der beiden Achsen ($R_M - R_f$) und ($R_P - R_f$) befindet sich der Nullpunkt.

Abbildung 5

Unterschätzung von Jensen's Alpha beim market timing

α = Jensen's Alpha

falsches market timing: A richtig, B falsch
Unterschätzung von α
Korrekte Schätzung: $\alpha = 0$



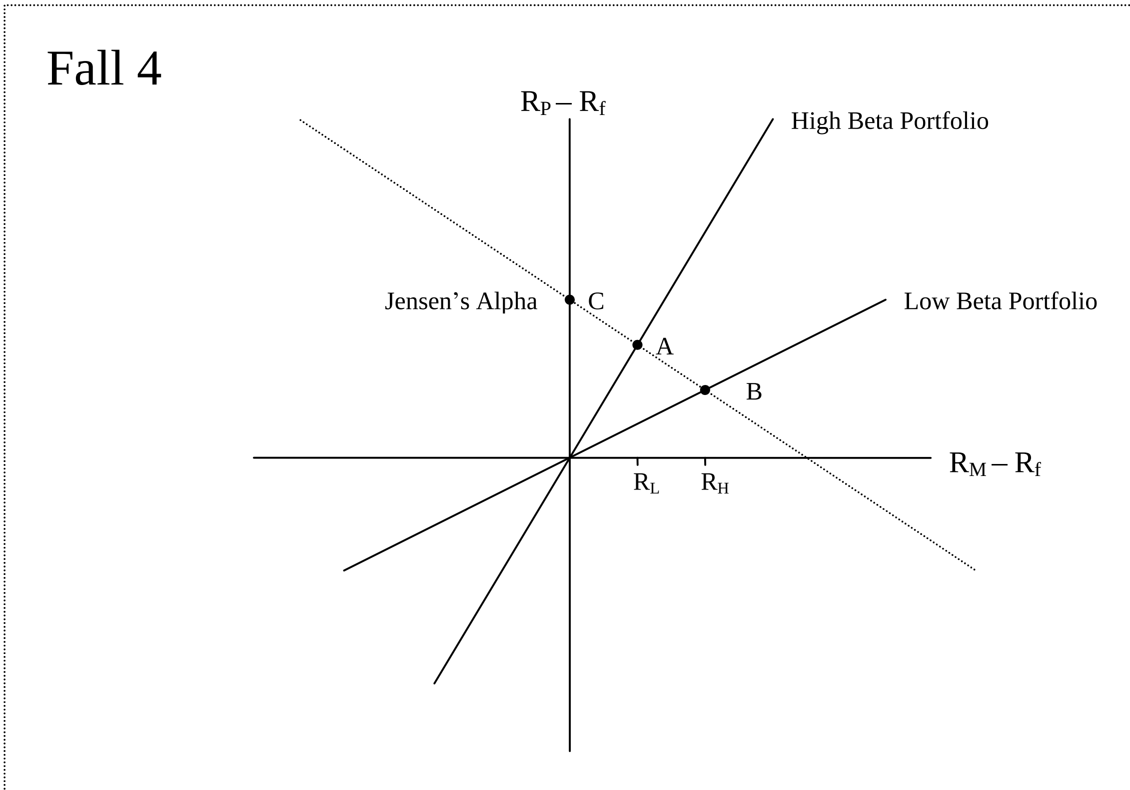
Die Rendite des Portfolios wird mit R_P, die Rendite des Benchmarks mit R_M und der risikolose Zinssatz mit R_f bezeichnet. Die Notation R_L bzw. R_H steht für die positive Überschussrendite des Benchmarks bezüglich dem risikolosen Zinssatz, wobei R_L tiefer ist als R_H. Im Schnittpunkt der beiden Achsen (R_M – R_f) und (R_P – R_f) befindet sich der Nullpunkt.

Abbildung 6

Überschätzung von Jensen's Alpha beim market timing

α = Jensen's Alpha

falsches market timing: A richtig, B falsch
Überschätzung von α
Korrekte Schätzung: $\alpha = 0$



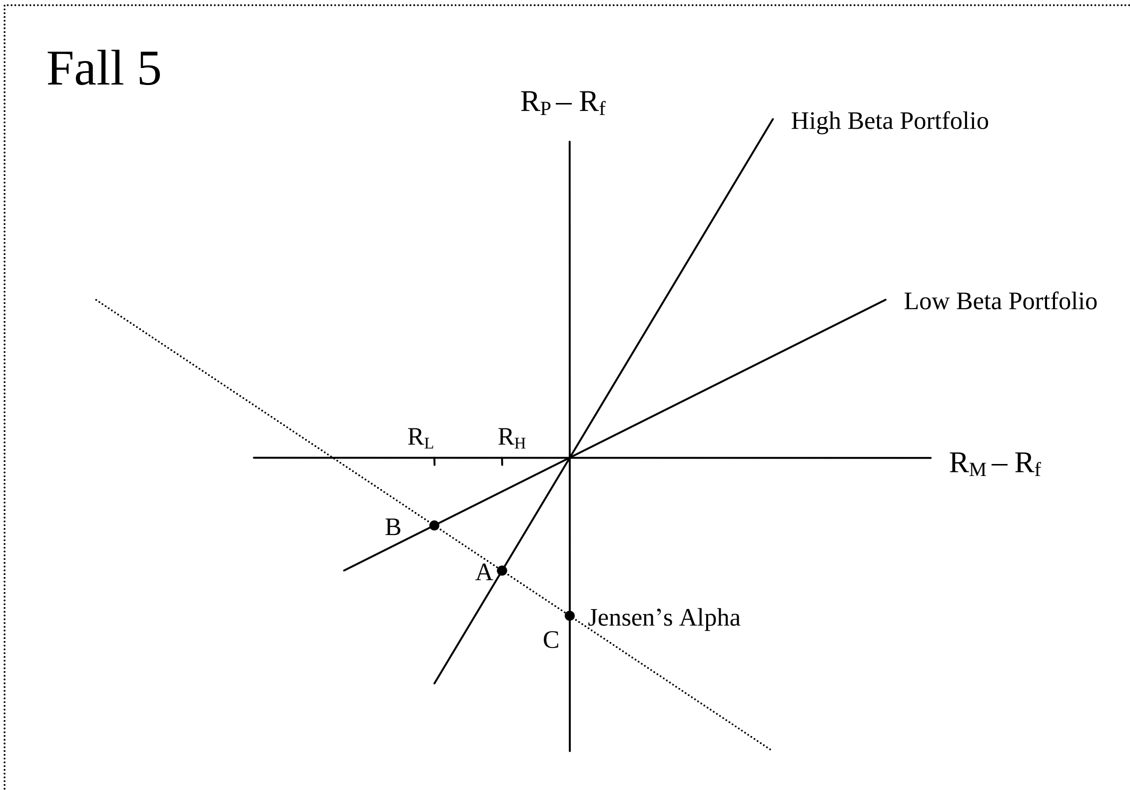
Die Rendite des Portfolios wird mit R_P, die Rendite des Benchmarks mit R_M und der risikolose Zinssatz mit R_f bezeichnet. Die Notation R_L bzw. R_H steht für die positive Überschussrendite des Benchmarks bezüglich dem risikolosen Zinssatz, wobei R_L tiefer ist als R_H. Im Schnittpunkt der beiden Achsen ($R_M - R_f$) und ($R_P - R_f$) befindet sich der Nullpunkt.

Abbildung 7

Unterschätzung von Jensen's Alpha beim market timing

α = Jensen's Alpha

falsches market timing: A falsch, B richtig
Unterschätzung von α
Korrekte Schätzung: $\alpha = 0$



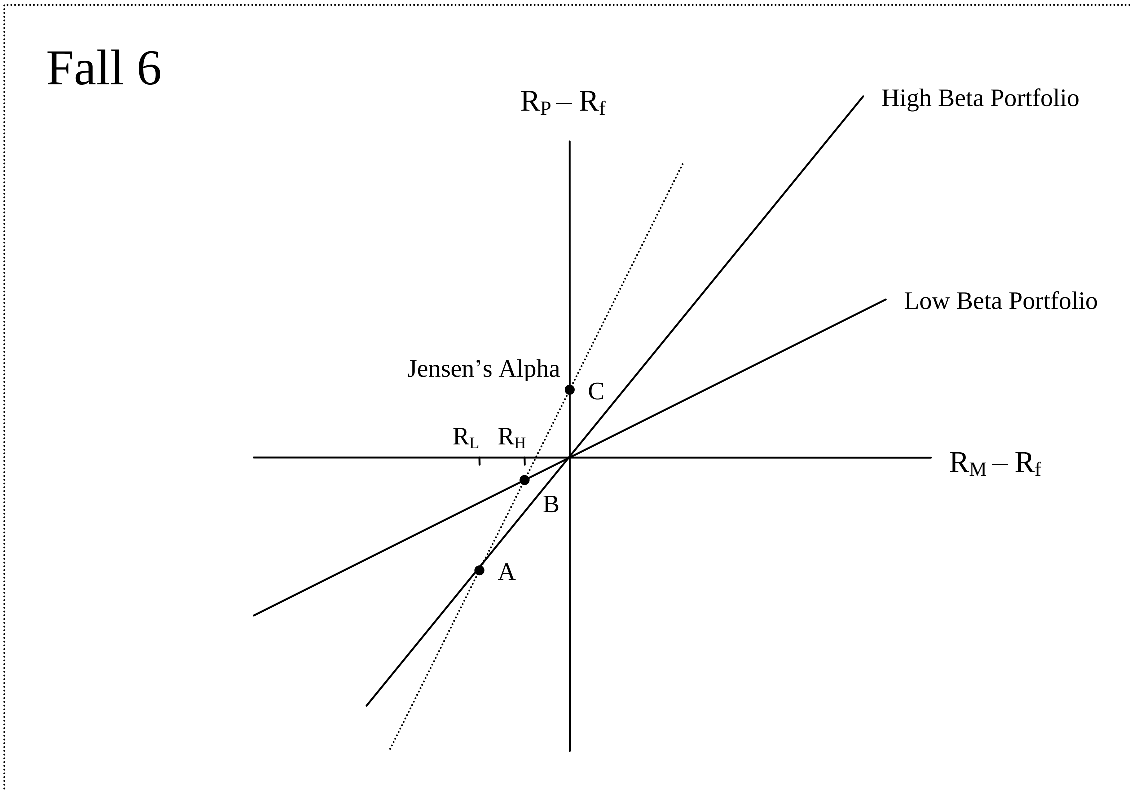
Die Rendite des Portfolios wird mit R_P, die Rendite des Benchmarks mit R_M und der risikolose Zinssatz mit R_f bezeichnet. Die Notation R_L bzw. R_H steht für die negative Überschussrendite des Benchmarks bezüglich dem risikolosen Zinssatz, wobei R_L tiefer ist als R_H. Im Schnittpunkt der beiden Achsen ($R_M - R_f$) und ($R_P - R_f$) befindet sich der Nullpunkt.

Abbildung 8

Überschätzung von Jensen's Alpha beim market timing

α = Jensen's Alpha

falsches market timing: A falsch, B richtig
Überschätzung von α
Korrekte Schätzung: α = 0



Die Rendite des Portfolios wird mit R_P, die Rendite des Benchmarks mit R_M und der risikolose Zinssatz mit R_f bezeichnet. Die Notation R_L bzw. R_H steht für die negative Überschussrendite des Benchmarks bezüglich dem risikolosen Zinssatz, wobei R_L tiefer ist als R_H. Im Schnittpunkt der beiden Achsen ($R_M - R_f$) und ($R_P - R_f$) befindet sich der Nullpunkt.

Abbildung 9

Market timing und security selection

Bei der renditeorientierten Performancemessung gilt:

$\Delta\beta_P$ = Veränderung des Portfoliobetas
(Z) = öffentliche Information
(S) = private Information

a) aktive $\Delta\beta_P(Z)$	market timing z.B. anhand der Dividendenrendite des Marktportfolios Konditionierung durchführbar
b) aktive $\Delta\beta_P(Z)$	security selection z.B. anhand der seriellen Korrelation der Rendite eines Titels Konditionierung nicht durchführbar
c) aktive $\Delta\beta_P(S)$	market timing z.B. anhand eines exogenen Schocks, der das Marktportfolio beeinflusst Konditionierung nicht durchführbar
d) aktive $\Delta\beta_P(S)$	security selection z.B. anhand einer Firmenübernahme, die einen Titel beeinflusst Konditionierung nicht durchführbar
e) passive $\Delta\beta_P(Z)$	kein market timing d.h. die Rendite des Marktportfolios verändert sich ohne Einflussnahme des Managers Konditionierung durchführbar
f) passive $\Delta\beta_P(Z)$	keine security selection d.h. die Rendite eines Titels verändert sich ohne Einflussnahme des Managers Konditionierung nicht durchführbar

Aktive auf öffentlicher Information und aktive auf privater Information basierende Portfoliobetaveränderungen lassen sich in market timing (Marktportfolioebene) und security selection (Titelebene) unterteilen. Bei passiven ausschliesslich auf öffentlicher Information beruhenden Veränderungen des Portfoliobetas existiert weder market timing noch security selection. Passive Veränderungen können aber der Marktportfolio- und Titelebene zugeordnet werden. Aktive und passive Portfoliobetaveränderungen führen zur Über- oder Unterschätzung des Portfolio Jensen’s Alphas. Bei der Situation a) und e) lässt sich die verzerrte Schätzung des Renditemasses durch eine auf öffentliche Information konditionierte Regressionsgleichung vermeiden. Bei b), d) und f) nicht, weil die Regression statt auf der Titel- auf der Portfolioebene erfolgt. Bei c) und d) ebenfalls nicht, weil die privaten Informationsvariablen für die Performancemessung nicht beobachtbar sind.

Die verzerrten Schätzungen für das Portfolio Jensen's Alpha verursacht einerseits durch aktive Veränderungen des Portfoliobetas aufgrund von market timing basierend auf öffentlicher Information und andererseits durch passive Portfoliobetaveränderungen (basierend auf öffentlicher Information) auf der Marktportfolioebene, lassen sich vermeiden. Ferson und Schadt (1996) verwenden bei der renditeorientierten Performancemessung diesbezüglich eine auf öffentliche Information konditionierte Regressionsgleichung. Es gilt dabei die Annahme, dass die öffentliche Information vollständig in den Preisen bzw. Renditen der Titel und des Portfolios verarbeitet ist, was einer mittelstrengen Markteffizienz nach der Definition von Fama (1970) entspricht. Die auf öffentlicher Information beruhende Wirtschaftsdynamik wird mit Hilfe von Instrumentalvariablen (bzw. Informationsvariablen) quantifiziert. Regressiert man die Überschussrenditen des Fonds gleichzeitig auf die Überschussrenditen des Benchmarks und auf die Instrumentalvariablen der öffentlichen Information, ist es möglich, die aktive und passive Zeitvariabilität des Portfoliobetas zu modellieren. Die konditionierte Regressionsgleichung besteht hierbei aus einem einzelnen Portfolio Jensen's Alpha und aus mehreren Portfoliobetas. Diese Regressionsparameter werden korrekt geschätzt[4].
Basieren die aktiven Portfoliobetaveränderungen jedoch auf privater Information, lassen sich die Über- und Unterschätzungen des Portfolio Jensen's Alphas nicht mit einer auf private Information konditionierten Regressionsgleichung verhindern. Der Grund dafür liegt darin, dass die privaten Instrumentalvariablen für die Performancemessung nicht beobachtbar sind. Die verzerrten Schätzungen beim Portfolio Jensen's Alpha aufgrund von Veränderungen des Portfoliobetas verursacht durch security selection (Titelauswahl) sind ebenfalls nicht mit einer Konditionierung der Regression vermeidbar. Dies hat damit zutun, dass die Renditemasse nicht mit Titelrenditen sondern Portfoliorenditen arbeiten.

Treynor und Mazuy (1966) entwickelten eine Möglichkeit, um den verzerrenden Effekt der Portfoliobetadynamisierung auf die Schätzung des Jensen-Masses ohne Konditionierung der Regressionsgleichung korrigieren zu können. Es spielt dabei keine Rolle, um welche Portfoliobetaveränderung aus der Abbildung 9 es sich handelt. In ihrer Untersuchung fügen sie der Regressionsgleichung zusätzlich eine quadrierte Regressionsvariable hinzu. Die bis anhin resultierende Regressionsgerade wird somit zu einer Regressionsparabel. Die Abbildung 10 zeigt diese Parabel für den dritten Fall. In den Fällen 1, 3 und 5 ist es ersichtlich, dass der Vorschlag von Treynor und Mazuy (1966) funktionieren kann. Es besteht

[4] Eine unverzerrte Schätzung der Regressionsparameter verlangt zusätzlich, dass nicht kointegrierte Renditezeitreihen für Fonds, Benchmark und Informationsvariablen stationär sind.

aber immer noch die Möglichkeit, dass die Parabel durch eine ungünstige Lage die Portfolioperformance über- oder unterschätzt. In den Fällen 2, 4 und 6 weist der y-Achsenabschnitt der Parabel definitiv einen noch grösseren Betrag auf als der y-Achsenabschnitt der entsprechenden Geraden. Das heisst, die Portfolioperformance wird noch stärker über- oder unterschätzt. Aus statistischer Sicht ist OLS zur Schätzung der Regressionsgleichung von Treynor und Mazuy nicht ganz unproblematisch, da aufgrund des quadratischen Terms Multikollinearitätsprobleme auftreten können. Das Auftreten von stochastischen Abhängigkeiten zwischen den Regressionsvariablen kann bei OLS zu grossen Schätzfehlern führen. Unter diesem Gesichtspunkt eignet sich dieses Regressionsmodell kaum, um den verzerrenden Effekt der Betadynamisierung auf Jensen's Alpha zu umgehen oder Timing-Fähigkeiten nachzuweisen.

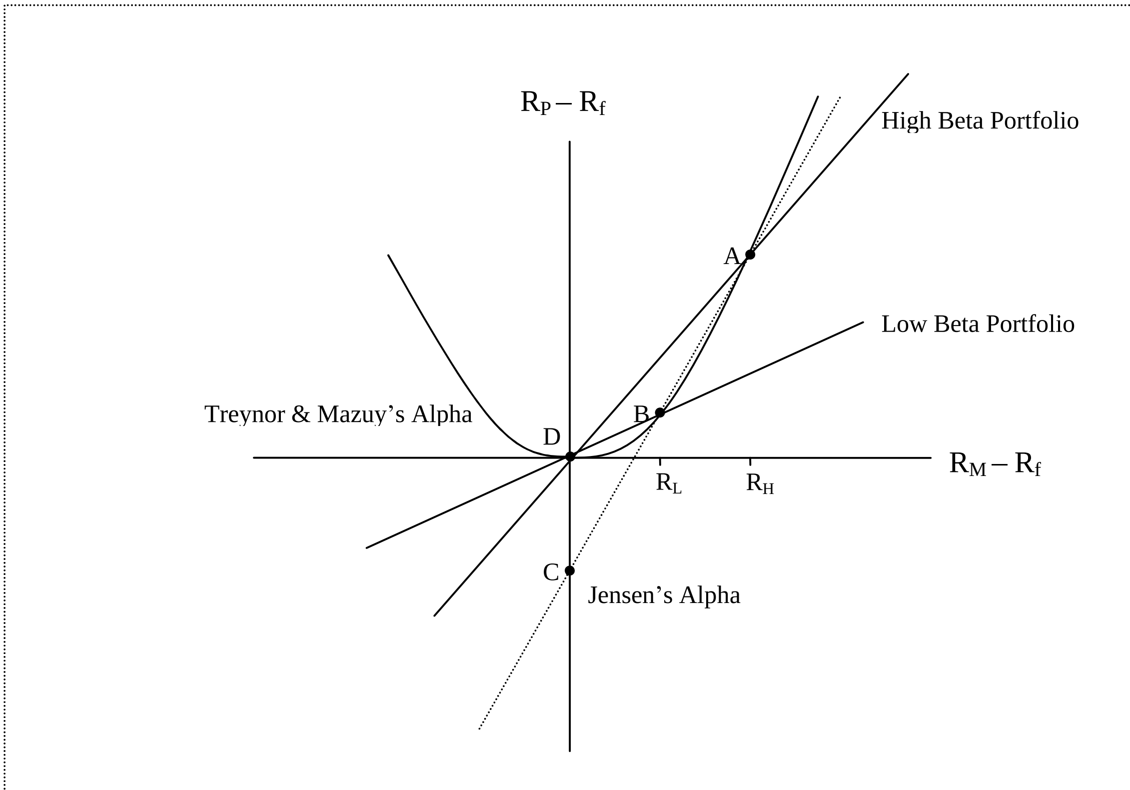
Fazit: Aktive und passive Portfoliobetaveränderungen führen zur Über- oder Unterschätzung von Jensen's Alpha (renditeorientiertes Performancemass). Dieser Nachteil ist beim gewichtsorientierten Performancemass aufgrund der Nichtexistenz einer Regression auf einen exogenen Benchmark bzw. der Nichtexistenz des Portfoliobetas nicht vorhanden.

Abbildung 10

Korrekte quadratische Schätzung für den Fall 3

α = Treynor & Mazuy's Alpha

falsches market timing: A richtig, B falsch
Korrekte Schätzung von α
Korrekte Schätzung: $\alpha = 0$



Die Rendite des Portfolios wird mit R_P, die Rendite des Benchmarks mit R_M und der risikolose Zinssatz mit R_f bezeichnet. Die Notation R_L bzw. R_H steht für die positive Überschussrendite des Benchmarks bezüglich dem risikolosen Zinssatz, wobei R_L tiefer ist als R_H. Im Schnittpunkt der beiden Achsen ($R_M - R_f$) und ($R_P - R_f$) befindet sich der Nullpunkt.

Kapitel 2

Die unkonditionierten und konditionierten renditeorientierten Performancemasse

Es folgt nun eine zusammenfassende Auflistung der traditionell verwendeten Renditemasse. Die renditeorientierten Performancemasse bzw. Renditemasse beinhalten die Überschussrendite, Alpha, Jensen's Alpha und das konditionierte Jensen's Alpha. Bei dem Begriff Rendite handelt es sich um eine stetige Rendite.

2.1 Überschussrendite des Portfolios

Die Überschussrendite des Portfolios lautet:

$$r_E = \bar{r}_P - \bar{r}_M \quad (1)$$

r_E = Überschussrendite des Portfolios

$\bar{r}_P$ = durchschnittliche Rendite des Portfolios

$\bar{r}_M$ = durchschnittliche Rendite des Benchmarks

2.2 Alpha des Portfolios

Die Berechnung des Alphas für das Portfolio erfolgt über eine lineare Einfach-Regression. Die Regressionsgleichung lautet:

$$\tilde{r}_{Pt} = \alpha_P + \beta_P \tilde{r}_{Mt} + \tilde{\varepsilon}_{Pt} \quad (2.1)$$

bzw. nach α_P aufgelöst

$$\alpha_P = \bar{r}_P - \beta_P \bar{r}_M \quad (2.2)$$

$\tilde{r}_{Pt}$ = Rendite des Portfolios im Zeitraum t bis t + 1

α_P = Alpha des Portfolios

β_P = Beta des Portfolios

$\tilde{r}_{Mt}$ = Rendite des Benchmarks im Zeitraum t bis t + 1

$\tilde{\varepsilon}_{Pt}$ = residuale Rendite des Portfolios im Zeitraum t bis t + 1

Ist das Portfoliobeta (Zusammenhang zwischen Portfolio- und Benchmarkrendite) gleich 1, entspricht Alpha der Überschussrendite.

2.3 Jensen's Alpha des Portfolios

Jensen (1968) ergänzte die Regressionsgleichung (2.1) mit der risikolosen Rendite bzw. mit dem risikolosen Zinssatz. Bei der Ermittlung des Jensen's Alphas für das Portfolio wird die Portfolio- und Benchmarkrendite jeweils mit dem risikolosen Zinssatz subtrahiert. Die Regressionsgleichung lautet:

$$\tilde{r}_{Pt} - \tilde{r}_{ft} = \alpha_P + \beta_P \left(\tilde{r}_{Mt} - \tilde{r}_{ft} \right) + \tilde{\varepsilon}_{Pt} \qquad (3.1)$$

bzw. nach α_P aufgelöst

$$\alpha_P = \left(\bar{r}_P - \bar{r}_f \right) - \beta_P \left(\bar{r}_M - \bar{r}_f \right) \qquad (3.2)$$

α_P = Jensen's Alpha des Portfolios

β_P = Beta des Portfolios

$\tilde{r}_{ft}$ = risikolose Rendite im Zeitraum t bis t + 1

$\bar{r}_f$ = durchschnittliche risikolose Rendite

2.4 Unterschied zwischen Alpha und Jensen's Alpha

Handelt es sich beim risikolosen Zinssatz um einen zeitvariablen bzw. dynamischen Zinssatz, ist das Beta aus (2.1) bzw. (2.2) nicht identisch mit dem Beta von (3.1) bzw. (3.2). Um diesen Unterschied hervorzuheben, könnte das Beta in (3.1) bzw. (3.2) bei einem zeitvariablen Zinssatz als Jensen's Beta bezeichnet werden. Bleibt der risikolose Zinssatz aber über die Zeit hinweg konstant, sind die Betas in (2.1) bzw. (2.2) und (3.1) bzw. (3.2) identisch. Es kommt aufgrund der Differenzbildung mit dem zeitkonstanten risikolosen Zinssatz nur zu einer Parallelverschiebung der Regressionsgeraden. Die Steigung der Regressionsgeraden, das heisst Beta, verändert sich somit nicht.
Alpha und Jensen's Alpha, jeweils dem y-Achsenabschnitt einer Regression entsprechend, unterscheiden sich sowohl beim Einsatz eines zeitvariablen als auch zeitkonstanten risikolosen Zinssatzes. Dieser Unterschied ist unter der Annahme eines zeitkonstanten risikolosen Zinssatzes bzw. unter der Annahme, dass die Betas in (2.1) bzw. (2.2) und (3.1) bzw. (3.2) identisch sind, davon abhängig, ob Beta grösser, kleiner oder gleich 1 ist.

Das Alpha auf der Portfolioebene lautet:

$$\alpha_P = \overline{r}_P - \beta_P \overline{r}_M$$

Das Jensen's Alpha auf der Portfolioebene lautet:

$$\alpha_P = \left(\overline{r}_P - \overline{r}_f\right) - \beta_P \left(\overline{r}_M - \overline{r}_f\right)$$
$$\alpha_P = \overline{r}_P - \overline{r}_f - \beta_P \overline{r}_M + \beta_P \overline{r}_f$$
$$\alpha_P = \overline{r}_P - \beta_P \overline{r}_M - \overline{r}_f + \beta_P \overline{r}_f$$
$$\alpha_P = \overline{r}_P - \beta_P \overline{r}_M - \overline{r}_f \left(1 - \beta_P\right)$$

Der Unterschied bzw. die Differenz zwischen Jensen's Alpha und Alpha beträgt also $-\overline{r}_f \left(1 - \beta_P\right)$. Es gilt dabei folgendes:

wenn $\beta_P > 1$, dann Jensen's Alpha > Alpha

wenn $\beta_P < 1$, dann Jensen's Alpha < Alpha wenn $\beta_P = 1$, dann Jensen's Alpha = Alpha

Wird die Annahme eines zeitkonstanten risikolosen Zinssatzes aufgehoben, sind die Betas in (2.1) bzw. (2.2) und (3.1) bzw. (3.2) nicht mehr identisch. Der Unterschied zwischen Jensen's Alpha und Alpha ist dann abhängig von der Abweichung von Beta in (3.1) bzw. (3.2) zu 1 und von der Differenz zwischen Beta in (2.1) bzw. (2.2) und Beta in (3.1) bzw. (3.2).

2.5 Konditioniertes Jensen's Alpha des Portfolios

Die Bestimmung des konditionierten Jensen's Alphas für das Portfolio erfolgt über eine lineare Mehrfach-Regression. Die auf öffentliche Information konditionierte Regressionsgleichung lautet in Anlehnung an Ferson und Schadt (1996) wie folgt:

$$\begin{aligned}&\tilde{r}_{Pt} - \tilde{r}_{ft}\\&= \alpha_P + \beta_{P0}\left(\tilde{r}_{Mt} - \tilde{r}_{ft}\right) + \beta_{P1}\left(\left(z_{1t} - \overline{z}_1\right)\left(\tilde{r}_{Mt} - \tilde{r}_{ft}\right)\right) + \beta_{P2}\left(\left(z_{2t} - \overline{z}_2\right)\left(\tilde{r}_{Mt} - \tilde{r}_{ft}\right)\right) + \ldots + \tilde{\varepsilon}_{Pt}\end{aligned} \quad (4.1)$$

(4.1) in der Vektorschreibweise lautet:

$$\tilde{r}_{Pt} - \tilde{r}_{ft} = \alpha_P + \beta_{P0}\left(\tilde{r}_{Mt} - \tilde{r}_{ft}\right) + \boldsymbol{\beta}_P'\left(\left(\mathbf{z}_t - \overline{\mathbf{z}}\right)\left(\tilde{r}_{Mt} - \tilde{r}_{ft}\right)\right) + \tilde{\varepsilon}_{Pt} \quad (4.2)$$

Wir ersetzten $\left(\mathbf{z}_t - \overline{\mathbf{z}}\right)\left(\tilde{r}_{Mt} - \tilde{r}_{ft}\right)$ mit $\tilde{\mathbf{x}}_t$, daraus ergibt sich:

$$\tilde{r}_{Pt} - \tilde{r}_{ft} = \alpha_P + \beta_{P0}\left(\tilde{r}_{Mt} - \tilde{r}_{ft}\right) + \boldsymbol{\beta}_P'\tilde{\mathbf{x}}_t + \tilde{\varepsilon}_{Pt} \quad (4.3)$$

bzw. nach α_P aufgelöst

$$\alpha_P = \left(\overline{r}_P - \overline{r}_f\right) - \beta_{P0}\left(\overline{r}_M - \overline{r}_f\right) - \boldsymbol{\beta}_P'\overline{\mathbf{x}} \quad (4.4)$$

α_P = konditioniertes Jensen's Alpha des Portfolios

β_{P0} = durchschnittliches konditioniertes Beta des Portfolios

$\boldsymbol{\beta}_P$ = Vektor der konditionierten Betas des Portfolios

$\mathbf{z}_t$ = Vektor der bezüglich dem Zeitpunkt t verzögerten Renditen der öffentlichen Informationsvariablen ohne Konstante

$\overline{\mathbf{z}}$ = Vektor der durchschnittlichen Renditen der öffentlichen Informationsvariablen ohne Konstante

Die konditionierte Regressionsgleichung (4.1) kann auch als unkonditioniertes Mehrfaktorenmodell interpretiert werden, wobei die Überschussrenditen des Benchmarks gegenüber den risikolosen Renditen $(\tilde{r}_{Mt} - \tilde{r}_{ft})$ dem ersten Faktor entsprechen. Die zusätzlichen Faktoren multiplizieren diese Überschussrenditen mit den durchschnittsadjustierten (demeaned) verzögerten Renditen der öffentlichen Informationsvariablen. Wir interpretieren die zusätzlichen Faktoren als Renditen einer auf ausschliesslich öffentlicher Information basierenden Anlagestrategie. Die Renditen entsprechen dabei $(z_t - \overline{z})$ Renditeeinheiten des Benchmarks im Überschuss zu $(z_t - \overline{z})$ Renditeeinheiten an der risikolosen Anlage.

2.6 Übersicht über die Regressionsgleichungen der Renditemasse

Abschliessend fassen wir die unkonditionierten Regressionsgleichungen und die auf öffentliche Information konditionierten Regressionsgleichungen in Anlehnung an Ferson und Schadt (1996) nochmals zusammen. Aus den jeweiligen Regressionsgleichungen lässt sich das renditeorientierte Performancemass in Form von Alpha bestimmen.
Da es sich beim CAPM (Capital Asset Pricing Model) um ein Prognosemodell mit Erwartungswerten handelt, spricht man bei seiner Darstellung ohne Erwartungswerte vom ex post CAPM.

Unkonditioniertes ex post CAPM, wie es in der vorliegenden Arbeit verwendet wird:

$$r_{Pt} - r_{ft} = \alpha_P + \beta_P (r_{Mt} - r_{ft}) + \varepsilon_{Pt} \tag{5.1}$$

Konditioniertes ex post CAPM, wie es in der vorliegenden Arbeit ebenfalls verwendet wird:

$$r_{Pt} - r_{ft} = \alpha_P + \beta_{P0} (r_{Mt} - r_{ft}) + \boldsymbol{\beta}_P{}' (\mathbf{z}_t (r_{Mt} - r_{ft})) + \varepsilon_{Pt} \tag{5.2}$$

wobei $\boldsymbol{\beta}_P = \begin{bmatrix} \beta_{P1} \\ \beta_{P2} \\ \vdots \\ \beta_{Pk} \end{bmatrix}$ und $\mathbf{z}_t = \mathbf{z}_t - \overline{\mathbf{z}}$ $\mathbf{z}_t$ ist bezüglich dem Zeitpunkt t um t – 1 verzögert.

Unkonditionierte APT (Arbitrage Pricing Theory):

$$r_{Pt} - r_{ft} = \alpha_P + \boldsymbol{\beta}_{P0}'(\mathbf{r}_{Mt} - \mathbf{r}_{ft}) + \varepsilon_{Pt} \tag{6.1}$$

wobei $\boldsymbol{\beta}_{P0} = \begin{bmatrix} \beta_{P01} \\ \beta_{P02} \\ \vdots \\ \beta_{P0k} \end{bmatrix}$

Konditionierte APT:

$$r_{Pt} - r_{ft} = \alpha_P + \boldsymbol{\beta}_{P0}'(\mathbf{r}_{Mt} - \mathbf{r}_{ft}) + \boldsymbol{\beta}_P'(\mathbf{z}_t(\mathbf{r}_{Mt} - \mathbf{r}_{ft})) + \varepsilon_{Pt} \tag{6.2}$$

Unkonditioniertes Treynor-Mazuy-Modell:

$$r_{Pt} - r_{ft} = \alpha_P + \beta_P(r_{Mt} - r_{ft}) + \gamma_P(r_{Mt} - r_{ft})^2 + \varepsilon_{Pt} \tag{7.1}$$

Konditioniertes Treynor-Mazuy-Modell:

$$r_{Pt} - r_{ft} = \alpha_P + \beta_{P0}(r_{Mt} - r_{ft}) + \boldsymbol{\beta}_P'(\mathbf{z}_t(r_{Mt} - r_{ft})) + \gamma_P(r_{Mt} - r_{ft})^2 + \varepsilon_{Pt} \tag{7.2}$$

Unkonditioniertes Merton-Henriksson-Modell:

$$r_{Pt} - r_{ft} = \alpha_P + \beta_P(r_{Mt} - r_{ft}) + \gamma_P \max(0; r_{ft} - r_{Mt}) + \varepsilon_{Pt} \tag{8.1}$$

Konditioniertes Merton-Henriksson-Modell:

$$r_{Pt} - r_{ft} = \alpha_P + \beta_{P0down}(r_{Mt} - r_{ft}) + \boldsymbol{\beta}_{Pdown}'(\mathbf{z}_t(r_{Mt} - r_{ft})) + \gamma_P(r_{Mt} - r_{ft})^* + \boldsymbol{\Delta}'(\mathbf{z}_t(r_{Mt} - r_{ft})^*) + \varepsilon_{Pt}$$

(8.2)

wobei

$$\left(r_{Mt} - r_{ft}\right)^{*} = \left(r_{Mt} - r_{ft}\right) \qquad \text{wenn} \quad \left\{\left(r_{Mt} - r_{ft}\right) - E\left(\left(r_{Mt} - r_{ft}\right) \mid \mathbf{Z}_{t}\right)\right\} > 0$$

$$\left(r_{Mt} - r_{ft}\right)^{*} = 0 \qquad \text{wenn} \quad \left\{\left(r_{Mt} - r_{ft}\right) - E\left(\left(r_{Mt} - r_{ft}\right) \mid \mathbf{Z}_{t}\right)\right\} \leq 0$$

$$\gamma_{P} = \beta_{P0up} - \beta_{P0down} \qquad \beta_{P0up} \quad \text{wenn} \quad \left\{\left(r_{Mt} - r_{ft}\right) - E\left(\left(r_{Mt} - r_{ft}\right) \mid Z_{t}\right)\right\} > 0$$

$$\beta_{P0down} \quad \text{wenn} \quad \left\{\left(r_{Mt} - r_{ft}\right) - E\left(\left(r_{Mt} - r_{ft}\right) \mid Z_{t}\right)\right\} < 0$$

$$\boldsymbol{\Delta} = \boldsymbol{\beta}_{Pup} - \boldsymbol{\beta}_{Pdown} \qquad \boldsymbol{\beta}_{Pup} \quad \text{wenn} \quad \left\{\left(r_{Mt} - r_{ft}\right) - E\left(\left(r_{Mt} - r_{ft}\right) \mid \mathbf{Z}_{t}\right)\right\} > 0$$

$$\boldsymbol{\beta}_{Pdown} \quad \text{wenn} \quad \left\{\left(r_{Mt} - r_{ft}\right) - E\left(\left(r_{Mt} - r_{ft}\right) \mid \mathbf{Z}_{t}\right)\right\} < 0$$

Kapitel 3

Die konditionierten gewichtsorientierten Performancemasse

Die Idee, die hinter der Performancemessung mit Portfoliogewichten steckt, ist einfach zu verstehen. Ein Portfoliomanager mit preisrelevanter Information kennt die zukünftige Rendite eines bestimmten Titels. Er erhöht (reduziert) im Portfolio die Gewichte der Titel mit positiver (negativer) Rendite. Die auf dem Konzept der Kovarianz basierenden Gewichtsmasse verlangen nach einer durchschnittlichen Titelrendite. Diese Durchschnittsrendite kann als eine vom Markt erwartete Rendite für diesen Titel interpretiert werden. Bei den unkonditionierten Gewichtsmassen bleibt die vom Markt erwartete Rendite über die Zeit konstant. Die gemessene Performance basiert auf öffentlicher und privater Information. Das wirtschaftliche Umfeld und damit auch die öffentliche Information verändern sich aber über die Zeit. Es gilt die Annahme, dass der Markt ausschliesslich über öffentliche Information verfügt. Renditen sind abhängig von der Dynamik der öffentlichen Information. Das heisst, die vom Markt erwartete Rendite verändert sich gemeinsam mit dem Risiko, der öffentlichen Information und der Wirtschaft über die Zeit hinweg. Bei den konditionierten Gewichtsmassen verändert sich die vom Markt erwartete Rendite über die Zeit. Die gemessene Performance basiert nur auf privater Information.

Es existieren vier verschiedene Zustände. Erstens, der Portfoliomanager kann aufgrund seiner öffentlichen und privaten Information die Performance steigern, indem er das Portfoliogewicht derjenigen Titel erhöht, deren zukünftige Renditen positiv sein werden. Zweitens, senkt der Manager basierend auf öffentlicher und privater Information das Portfoliogewicht derjenigen Titel, deren zukünftige Renditen negativ sein werden, kann er die Performance ebenfalls steigern. Drittens, der (nicht informierte) Manager erhöht das Titelgewicht bei negativer zukünftiger Titelrendite, somit reduziert er seine Performance. Viertens, der (nicht informierte) Manager verringert das Titelgewicht bei positiver zukünftiger Titelrendite, somit reduziert er seine Performance. Zusammenfassend lässt sich sagen, der Manager handelt richtig im Zustand 1 und 2, aber falsch im Zustand 3 und 4. Zustände mit keiner Titelgewichtsveränderung oder Nullrendite sind für die Bestimmung der Performance nicht verwertbar.

Die unkonditionierte gewichtsorientierte Performancemessung approximiert die erwarteten Titelrenditen des Marktes mit den entsprechenden durchschnittlichen Titelrenditen aus dem untersuchten Zeitraum. Es gilt dabei die Annahme, dass die vom Markt erwarteten Titelrenditen über die analysierte Zeitperiode hinweg konstant bleiben. Bei der konditionierten gewichtsorientierten Performancemessung wird diese Annahme aufgehoben. Die vom Markt erwarteten Titelrenditen können sich nun über die Zeit hinweg verändern. Ihre Approximation erfolgt über die zeitvariablen öffentlichen Informationsvariablen.

Grinblatt und Titman (1993) weisen darauf hin, dass die Kovarianz zwischen den Gewichten und den zukünftigen Renditen für einzelne Titel trotz vorhandener Information negativ sein kann. Dies ist zum Beispiel der Fall, wenn zwei Titel miteinander korreliert sind und der Portfoliomanager aus Hedging-Überlegungen den einen Titel kauft und den anderen verkauft. Grinblatt und Titman (1989b) beweisen, dass die Summe der unkonditionierten Kovarianzen sämtlicher Titel in einem Portfolio positiv ist, wenn der Portfoliomanager private Information nutzt und keiner zunehmenden absoluten Risikoaversion, definiert nach Rubinstein (1973), gegenübersteht. Bei ihrer Beweisführung konditionieren Grinblatt und Titman (1989b) eine Nutzenfunktion auf ein Informationsset bestehend aus privater Information. Die Beweisführung, in Anlehnung an Ferson und Khang (1998), der vorliegenden Studie konditioniert dieselbe Nutzenfunktion bei nicht zunehmender absoluter Risikoaversion auf ein erweitertes Informationsset bestehend aus öffentlicher und privater Information und kommt zum Ergebnis, dass wenn der Manager öffentliche und private Information nutzt, die Summe der auf öffentliche Information konditionierten Kovarianzen der Titel ebenfalls positiv ist, vgl. dazu Appendix A. Der Einsatz von Gewichtsveränderungen statt Gewichten oder die Benutzung von Renditen statt abnormalen Renditen ändert an der Struktur der Beweisführung und somit am Resultat nichts. Der Grund dafür liegt in der mathematischen Definition der Kovarianz und ihrer empirischen Implementierung, vgl. Appendix 3.3.

3.1 Herleitung des konditionierten Gewichtsmasses

Die Herleitung, welche zeigt, dass das auf öffentliche Information konditionierte Gewichtsmass für einen Portfoliomanager, der öffentliche und private Information nutzt, grösser als null ist, beruht auf der Maximierung einer auf öffentliche und private Information konditionierten erwarteten Nutzenfunktion in einem Ein-Periodenmodell. Das Nutzenmaximierungsproblem lautet wie folgt:

$$\max_w \ E\left[U\left(\tilde{W}\right) \mid Z, S\right] \tag{1.1}$$

$$\max_w \ E\left[U\left(W_0\left(1-\mathbf{w}'\mathbf{q}\right)\left(1+r_f\right)+W_0\mathbf{w}'\left(\mathbf{q}+\tilde{\mathbf{r}}\right)\right) \mid Z, S\right] \tag{1.2}$$

$$\max_w \ E\left[U\left(W_0\left(1+r_f\right)+W_0\mathbf{w}'\tilde{\mathbf{R}}\right) \mid Z, S\right] \tag{1.3}$$

$\max_w$	= Maximierung bzw. erste Ableitung nach dem Portfoliogewicht w gleich null setzen
E	= Erwartungswert
U	= Nutzenfunktion
W_0	= Fondsvermögen am Anfang der Periode
$\tilde{W}$	= Fondsvermögen am Ende der Periode bzw. am Anfang der nächsten Periode
r_f	= risikoloser Zinssatz
$\tilde{\mathbf{r}}$	= Vektor der risikobehafteten Renditen der Titel
$\tilde{\mathbf{R}}$	= Vektor der risikobehafteten Überschussrenditen der Titel bezüglich den risikolosen Zinssätzen
$\mathbf{w}$	= Vektor der Portfoliogewichte der risikobehafteten Titel
$\mathbf{q}$	= Vektor bestehend aus Einsen
Z	= öffentliche Information am Anfang der Periode, öffentliche Information ist mit $\tilde{\mathbf{R}}$ konditioniert auf Z nicht korreliert
S	= private Information am Anfang der Periode, private Information ist mit $\tilde{\mathbf{R}}$ konditioniert auf Z positiv korreliert

Unter der Annahme, dass die stetigen Titelrenditen konditioniert auf Z bzw. auf Z und S multivariat normalverteilt (Normalverteilungen mit unterschiedlichen Erwartungswerten) sind und der Portfoliomanager keine zunehmende absolute Risikoaversion entwickelt, ergibt sich aus dem Nutzenmaximierungsproblem, vgl. Appendix A, dass

$$E\left[\mathbf{w}(Z,S)'\left(\tilde{\mathbf{R}} - E\left(\tilde{\mathbf{R}} \mid Z\right)\right) \mid Z\right] > 0 \tag{2}$$

w ist eine Funktion von Z und S, wobei **w**(Z,S) der Vektor der Portfoliogewichte ist, der die erwartete Nutzenfunktion (1.3) maximiert und $\left(\tilde{\mathbf{R}} - E\left(\tilde{\mathbf{R}} \mid Z\right)\right)$ dem Vektor entspricht, der die zukünftigen abnormalen Renditen der Titel beinhaltet. Die abnormale Rendite des Titels bzw. die vom Markt unerwartete Rendite des Titels ergibt sich aus der Differenz zwischen der vom Portfoliomanager mit öffentlicher und privater Information erzielten Titelrendite und der vom Markt, der nur öffentliche Information verarbeitet, erwarteten Rendite für diesen Titel. Die Vektornotation bei w und $\tilde{R}$ beinhaltet die Titel j = 1, …, N. Die Notation Cov bzw. E steht für Kovarianz bzw. Erwartungswert basierend auf einer Zeitreihe t = 1, …, T. Jedem Titel j = 1, …, N wird eine Kovarianz zugeordnet. Das gewichtsorientierte Performancemass summiert diese Kovarianzen auf. Dies geschieht über den Term $\mathbf{w}'\left(\tilde{\mathbf{R}} - E\left(\tilde{\mathbf{R}} \mid Z\right)\right)$. Der Erwartungswert in Ausdruck (2) lässt sich als Kovarianz interpretieren, weil der Erwartungswert von $\left(\tilde{\mathbf{R}} - E\left(\tilde{\mathbf{R}} \mid Z\right)\right) \mid Z$ gleich null ist. Dieser Zusammenhang lautet wie folgt:

$$Cov\left[\left(\mathbf{w}(Z,S), \tilde{\mathbf{R}} - E\left(\tilde{\mathbf{R}} \mid Z\right)\right) \mid Z\right] \tag{3.1}$$

$$= E\left[\mathbf{w}(Z,S)'\left(\tilde{\mathbf{R}} - E\left(\tilde{\mathbf{R}} \mid Z\right)\right) \mid Z\right] - E\left[\mathbf{w}(Z,S)' \mid Z\right] E\left[\left(\tilde{\mathbf{R}} - E\left(\tilde{\mathbf{R}} \mid Z\right)\right) \mid Z\right] \tag{3.2}$$

$$= E\left[\mathbf{w}(Z,S)'\left(\tilde{\mathbf{R}} - E\left(\tilde{\mathbf{R}} \mid Z\right)\right) \mid Z\right] - E\left[\mathbf{w}(Z,S)' \mid Z\right]\left[E\left(\tilde{\mathbf{R}} \mid Z\right) - E\left(E\left(\tilde{\mathbf{R}} \mid Z\right) \mid Z\right)\right] \tag{3.3}$$

$$= E\left[\mathbf{w}(Z,S)'\left(\tilde{\mathbf{R}} - E\left(\tilde{\mathbf{R}} \mid Z\right)\right) \mid Z\right] - E\left[\mathbf{w}(Z,S)' \mid Z\right]\left[E\left(\tilde{\mathbf{R}} \mid Z\right) - E\left(\tilde{\mathbf{R}} \mid Z\right)\right] \tag{3.4}$$

$$= E\left[\mathbf{w}(Z,S)'\left(\tilde{\mathbf{R}} - E\left(\tilde{\mathbf{R}} \mid Z\right)\right) \mid Z\right] - E\left[\mathbf{w}(Z,S)' \mid Z\right] \quad \mathbf{0} \tag{3.5}$$

$$= E\left[\mathbf{w}(Z,S)'\left(\tilde{\mathbf{R}} - E\left(\tilde{\mathbf{R}} \mid Z\right)\right) \mid Z\right] \tag{3.6}$$

Das bedeutet, dass die Summe der auf öffentliche Information konditionierten Kovarianzen zwischen den Portfoliogewichten eines Managers mit öffentlicher und privater Information (Z,S) und den zukünftigen abnormalen Renditen der Titel ebenfalls positiv ist. Besitzt der Portfoliomanager keine private Information S sondern nur öffentliche Information Z, dann ist die Summe der auf öffentliche Information Z konditionierten Kovarianzen gleich null. Die ausschliesslich auf der privaten Information S basierende Performance des Portfolios bezeichnen wir als abnormale Portfolioperformance.

Der im Ausdruck (2) verwendete Vektor der Portfoliogewichte **w** wird um einen Vektor bestehend aus Benchmarkgewichten $\mathbf{w}_b$ erweitert. Der Vektor $\mathbf{w}_b$ ist ein Bestandteil der öffentlichen Information.

$$E\left[\left(\mathbf{w}(Z,S)-\mathbf{w}_b(Z)\right)'\left(\tilde{\mathbf{R}}-E\left(\tilde{\mathbf{R}}\mid Z\right)\right)\mid Z\right]>0 \qquad (4)$$

Verwendet der Portfoliomanager öffentliche und private Information ist der Ausdruck (4) positiv. Da $\mathbf{w}_b$ als Funktion von Z konstant bleibt, hat $\mathbf{w}_b$ keinen Einfluss auf die mit Z konditionierten Kovarianzen bzw. keinen Einfluss auf Ausdruck (2).

Die Idee zur Bildung der Differenzen zwischen den Portfolio- und Benchmarkgewichten stammt von Malatesta (1992) und Brennan (1993) und wurde bei Heinkel und Stoughton (1995) und Becker, Ferson, Myers und Schill (1997) empirisch angewendet. Es wurde zum Beispiel die Portfolioperformance basierend auf den Abweichungen zwischen den Titelgewichten im Fonds und im S&P 500 gemessen. In einem solchen Fall maximiert der Portfoliomanager beim Ein-Periodenmodell den erwarteten Nutzen des am Ende der Periode existierenden Überschussvermögens eines Fonds gegenüber seinem Benchmark-Portfolio. Ferson und Khang (2002) übernehmen die Methodik der Differenzbildung in den Titelgewichten, ersetzen aber die Gewichte des Benchmark-Portfolios mit den Fondsgewichten aus einem vergangenen Zeitpunkt. Das Gewicht des Titels in der Ungleichung (2) wird also durch die Gewichtsveränderung des Titels aus dem Ausdruck (4) ersetzt.

3.2 Interpretation des konditionierten Gewichtsmasses

Die Beziehung zwischen dem unkonditionierten und dem konditionierten gewichtsorientierten Performancemass lautet wie folgt:

$$\sum_{j=1}^{N} Cov\left(\Delta w_j, r_j\right)=\sum_{j=1}^{N} E\left[Cov\left(\left(\Delta w_j, r_j\right)\mid Z\right)\right]+\sum_{j=1}^{N} Cov\left[E\left(\Delta w_j \mid Z\right), E\left(r_j \mid Z\right)\right] \qquad (5)$$

Wobei Δw_j der Gewichtsveränderung des Titels j und r_j der stetigen Rendite des Titels j entspricht. Der erste Term im Ausdruck (5) ist das unkonditionierte gewichtsorientierte Performancemass bzw. das unconditional weight measure (UWM). Der zweite Term entspricht dem durchschnittlichen konditionierten gewichtsorientierten Performancemass bzw. dem durchschnittlichen conditional weight measure (CWM). Der Begriff durchschnittlich wird bei der Abkürzung CWM weggelassen. Das CWM ist identisch mit dem unkonditionierten Erwartungswert des Ausdrucks (4). Für die dazugehörige Herleitung siehe Appendix 3.4. Der dritte Term ist ebenfalls ein konditioniertes gewichtsorientiertes Performancemass. Er wird mittels der Residualgrösse (UWM – CWM) berechnet. Mit der Dekomposition ist es möglich, die Portfolioperformance in ihre Informationsquellen zu unterteilen. Die Portfolioperformance basierend auf öffentlicher und privater Information wird mit UWM gemessen, die Portfolioperformance basierend auf privater Information mit CWM und diejenige basierend auf öffentlicher Information mit (UWM – CWM). CWM wird als abnormale Portfolioperformance definiert.

3.3 Appendix: Verschiedene Ausprägungen der Kovarianz

Fall 1: Die Kovarianz zwischen X und Y adjustiert die Variable X mit dem Erwartungswert von X und die Variable Y mit dem Erwartungswert von Y. Der Erwartungswert entspricht dabei dem Durchschnittswert der jeweiligen Variablen. Die Gleichung (1.1) liefert die Grundlage für die in der vorliegenden Arbeit verwendeten Gewichtsmasse.

$$\operatorname{cov}(X,Y) = E[(X - E(X))(Y - E(Y))] \tag{1.1}$$

$$\operatorname{cov}(X,Y) = E[XY] - E[XE(Y)] - E[E(X)Y] + E[E(X)E(Y)] \tag{1.2}$$

$$\operatorname{cov}(X,Y) = E[XY] - E[X]E[Y] - E[X]E[Y] + E[X]E[Y] \tag{1.3}$$

$$\operatorname{cov}(X,Y) = E[XY] - E[X]E[Y] \tag{1.4}$$

cov	= Kovarianz
E	= Erwartungswert
X	= Gewicht des Titels
X – E(X)	= demeaned Gewicht des Titels bzw. Gewichtsveränderung des Titels
Y	= Rendite des Titels
Y – E(Y)	= demeaned Rendite des Titels bzw. Überschussrendite des Titels

Fall 2: Die Kovarianz zwischen X und Y adjustiert nur die Variable Y mit dem Erwartungswert von Y. Die Gleichung (2.1) liefert die Grundlage für die Event Study Measures.

$$\operatorname{cov}(X,Y) = E[(X)(Y - E(Y))] \tag{2.1}$$

$$\operatorname{cov}(X,Y) = E[XY] - E[XE(Y)] \tag{2.2}$$

$$\operatorname{cov}(X,Y) = E[XY] - E[X]E[Y] \tag{2.3}$$

Fall 3: Die Kovarianz zwischen X und Y adjustiert nur die Variable X mit dem Erwartungswert von X. Die Gleichung (3.1) liefert die Grundlage für die Portfolio Change Measures.

$$\operatorname{cov}(X,Y) = E[(X - E(X))(Y)] \tag{3.1}$$

$$\operatorname{cov}(X,Y) = E[XY] - E[E(X)Y] \tag{3.2}$$

$$\operatorname{cov}(X,Y) = E[XY] - E[X]E[Y] \tag{3.3}$$

Fall 4: Wenn E(X) = 0 und/oder E(Y) = 0 dann gilt:

$$\operatorname{cov}(X,Y) = E[XY] - E[X]E[Y] \tag{4.1}$$

$$\operatorname{cov}(X,Y) = E[XY] \tag{4.2}$$

Die Gleichungen (1.4), (2.3) und (3.3) sind identisch, was bedeutet das auch die Kovarianzausdrücke (1.1), (2.1) und (3.1) identisch sind und somit dieselben Resultate für die Kovarianz liefern. Dies soll anhand des folgenden ersten Zahlenbeispiels nochmals verdeutlicht werden:

Zeit	Titelgewicht			Titelrendite			Fall 1	Fall 2	Fall 3
t	X	E(X)	X-E(X)	Y	E(Y)	Y-E(Y)	(X-E(X))(Y-E(Y))	X(Y-E(Y))	(X-E(X))Y
1	0.10	0.1125	-0.0125	0.04	0.0575	-0.0175	0.0002	-0.0018	-0.0005
2	0.05	0.1125	-0.0625	0.15	0.0575	0.0925	-0.0058	0.0046	-0.0094
3	0.25	0.1125	0.1375	0.1	0.0575	0.0425	0.0058	0.0106	0.0138
4	0.13	0.1125	0.0175	0.26	0.0575	0.2025	0.0035	0.0263	0.0046
5	0.20	0.1125	0.0875	0.02	0.0575	-0.0375	-0.0033	-0.0075	0.0018
6	0.06	0.1125	-0.0525	-0.05	0.0575	-0.1075	0.0056	-0.0065	0.0026
7	0.09	0.1125	-0.0225	-0.12	0.0575	-0.1775	0.0040	-0.0160	0.0027
8	0.02	0.1125	-0.0925	0.06	0.0575	0.0025	-0.0002	0.0000	-0.0056
Mean	0.1125			0.0575			0.0012	0.0012	0.0012

Die Kovarianz beträgt 0.0012 im Fall 1, 2 und 3, was zu zeigen war. Wird E(X) durch das vergangene Titelgewicht X(t-1) ersetzt, wie dies auch in der vorliegenden Arbeit getan wird, gilt die Kovarianzidentität nicht mehr. Dies wird ceteris paribus anhand des folgenden zweiten Zahlenbeispiels gezeigt:

Zeit	Titelgewicht			Titelrendite			Fall 1	Fall 2	Fall 3
t	X(t)	X(t-1)	X(t)-X(t-1)	Y	E(Y)	Y-E(Y)	(X(t)-X(t-1))(Y-E(Y))	X(t)(Y-E(Y))	(X(t)-X(t-1))Y
1	0.10	NaN	NaN	0.04	0.0575	-0.0175	NaN	NaN	NaN
2	0.05	0.10	-0.05	0.15	0.0575	0.0925	-0.0046	0.0046	-0.0075
3	0.25	0.05	0.20	0.1	0.0575	0.0425	0.0085	0.0106	0.0200
4	0.13	0.25	-0.12	0.26	0.0575	0.2025	-0.0243	0.0263	-0.0312
5	0.20	0.13	0.07	0.02	0.0575	-0.0375	-0.0026	-0.0075	0.0014
6	0.06	0.20	-0.14	-0.05	0.0575	-0.1075	0.0151	-0.0065	0.0070
7	0.09	0.06	0.03	-0.12	0.0575	-0.1775	-0.0053	-0.0160	-0.0036
8	0.02	0.09	-0.07	0.06	0.0575	0.0025	-0.0002	0.0000	-0.0042
Mean				0.0575			-0.0019	0.0017	-0.0026

Die Kovarianz beträgt für den ersten Fall -0.0019, für den zweiten Fall 0.0017 und für den dritten Fall -0.0026. Die Kovarianz ist also nicht mehr identisch, was zu zeigen war. Die in dieser Arbeit verwendeten Gewichtsmasse basieren alle auf dem ersten Fall. Um abschliessend zeigen zu können, wie die Performance für ein Portfolio (besteht mindestens aus 2 Titeln) ermittelt wird, muss noch ein weiteres Zahlenbeispiel für einen zweiten Titel gebildet werden. Für den zweiten Titel gilt das folgende dritte Zahlenbeispiel:

Zeit	Titelgewicht			Titelrendite			Fall 1	Fall 2	Fall 3
t	X(t)	X(t-1)	X(t)-X(t-1)	Y	E(Y)	Y-E(Y)	(X(t)-X(t-1))(Y-E(Y))	X(t)(Y-E(Y))	(X(t)-X(t-1))Y
1	NaN	NaN	NaN	0.03	0.0825	-0.0525	NaN	NaN	NaN
2	NaN	NaN	NaN	0.14	0.0825	0.0575	NaN	NaN	NaN
3	NaN	NaN	NaN	0.05	0.0825	-0.0325	NaN	NaN	NaN
4	NaN	NaN	NaN	0.18	0.0825	0.0975	NaN	NaN	NaN
5	0.34	0.00	0.34	-0.02	0.0825	-0.1025	-0.0349	-0.0349	-0.0068
6	0.50	0.34	0.16	0.25	0.0825	0.1675	0.0268	0.0838	0.0400
7	0.20	0.50	-0.30	-0.10	0.0825	-0.1825	0.0548	-0.0365	0.0300
8	0.10	0.20	-0.10	0.13	0.0825	0.0475	-0.0048	0.0048	-0.0130
Mean				0.0825			0.0105	0.0043	0.0126

Die Performance des Portfolios ergibt sich aus -0.0019 + 0.0105 = 0.0086. Die Kovarianz des ersten Titels -0.0019 stammt aus dem zweiten Beispiel, Spalte Fall 1, letzte Zeile. Die Kovarianz des zweiten Titels 0.0105 entnehmen wir dem dritten Beispiel, Spalte Fall 1, letzte Zeile. Die empirische Schreibweise der Kovarianz über die Zeit hinweg (t = 1, …, T) lautet: $\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(\ldots)(\ldots)$. Die Addition der Kovarianzen über die einzelnen Titel hinweg (j = 1, …, N) ergibt sich wie folgt: $\sum_{j=1}^{N}\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(\ldots)(\ldots)$.

3.4 Appendix: Beweis der Identität

Es folgt nun die Herleitung der Gleichheit zwischen dem conditional weight measure (CWM) und dem unkonditioniertem Erwartungswert des Ausdrucks (4) im Abschnitt 3.1.

Der Ausdruck (5) aus dem Abschnitt 3.2 lautet:

$$\sum_{j=1}^{N} Cov(\Delta w_j, r_j) = \sum_{j=1}^{N} E\left[Cov((\Delta w_j, r_j) \mid Z)\right] + \sum_{j=1}^{N} Cov\left[E(\Delta w_j \mid Z), E(r_j \mid Z)\right] \qquad (1)$$

cov = Kovarianz

E = Erwartungswert

Δw_j = Gewichtsveränderung des Titels j

r_j = stetige Rendite des Titels j

Z = öffentliche Information

Erster Term des Ausdrucks (1):

$$\sum_{j=1}^{N} Cov(\Delta w_j, r_j) = \sum_{j=1}^{N} E\left[(\Delta w_j - E(\Delta w_j))(r_j - E(r_j))\right]$$

$$= \sum_{j=1}^{N} E\left[(\Delta w_j)(r_j - E(r_j))\right] \qquad (2)$$

Zweiter Term des Ausdrucks (1) bzw. conditional weight measure (CWM):

$$\sum_{j=1}^{N} E\left[Cov((\Delta w_j, r_j) \mid Z)\right] = \sum_{j=1}^{N} E\left[E\left[(\Delta w_j - E(\Delta w_j \mid Z))(r_j - E(r_j \mid Z)) \mid Z\right]\right]$$

$$= \sum_{j=1}^{N} E\left[E\left[(\Delta w_j)(r_j - E(r_j \mid Z)) \mid Z\right]\right] \qquad (3)$$

Dritter Term des Ausdrucks (1):

$$\sum_{j=1}^{N} Cov\left[E\left(\Delta w_j \mid Z\right), E\left(r_j \mid Z\right)\right] = \sum_{j=1}^{N} E\left[\left(E\left(\Delta w_j \mid Z\right) - E\left(E\left(\Delta w_j \mid Z\right)\right)\right)\left(E\left(r_j \mid Z\right) - E\left(E\left(r_j \mid Z\right)\right)\right)\right]$$

$$= \sum_{j=1}^{N} E\left[\left(E\left(\Delta w_j \mid Z\right) - E\left(\Delta w_j \mid Z\right)\right)\left(E\left(r_j \mid Z\right) - E\left(r_j \mid Z\right)\right)\right]$$

$$= \sum_{j=1}^{N} E\left[\left(E\left(\Delta w_j \mid Z\right)\right)\left(E\left(r_j \mid Z\right) - E\left(r_j \mid Z\right)\right)\right] \qquad (4)$$

Der Ausdruck (4) aus dem Abschnitt 3.1 lautet:

$$E\left[\left(\mathbf{w}(Z,S) - \mathbf{w}_b(Z)\right)'\left(\tilde{\mathbf{R}} - E\left(\tilde{\mathbf{R}} \mid Z\right)\right) \mid Z\right] > 0 \qquad (5.1)$$

bzw.

$$E\left[\left(\mathbf{w}(Z,S) - \mathbf{w}_b(Z)\right)'\left(\tilde{\mathbf{R}} - E\left(\tilde{\mathbf{R}} \mid Z\right)\right) \mid Z\right] \qquad (5.2)$$

Der Vektor $\tilde{\mathbf{R}}$ besteht aus den stetigen Überschussrenditen der Titel bezüglich den risikolosen Zinssätzen. Die Adjustierung der stetigen Rendite des Titels j mit dem risikolosen Zinssatz wird der besseren Übersicht wegen im Folgenden weggelassen. Der Ausdruck (5.2) ohne Vektorschreibweise lautet:

$$\sum_{j=1}^{N} E\left[\left(\Delta w_j\right)\left(r_j - E\left(r_j \mid Z\right)\right) \mid Z\right] \qquad (6.1)$$

bzw. der unkonditionierte Erwartungswert davon

$$\sum_{j=1}^{N} E\left[E\left[\left(\Delta w_j\right)\left(r_j - E\left(r_j \mid Z\right)\right) \mid Z\right]\right] \qquad (6.2)$$

was wiederum dem conditional weight measure (CWM) aus dem Ausdruck (1) entspricht, was zu zeigen war.

Kapitel 4

Die unkonditionierten gewichtsorientierten Performancemasse

Unter der Nullhypothese, dass der Portfoliomanager keine relevanten Informationen besitzt, sind sämtliche Titelgewichte im Portfolio mit ihrer jeweiligen zukünftigen Rendite unkorreliert. In diesem Fall messen konzeptionell unverzerrte Gewichtsmasse eine Nullperformance. Unter der Alternativhypothese, dass der Manager relevante Informationen besitzt, ist mindestens ein Titelgewicht im Portfolio mit seiner zukünftigen Rendite positiv korreliert. Unter der Annahme, dass die Nullhypothese gilt, messen die konzeptionell unverzerrten Gewichtsmasse eine positive Kovarianz zwischen den Titelgewichten und zukünftigen Titelrenditen. Gilt die Nullhypothese nicht, d.h. die Titelgewichte und zukünftigen Titelrenditen sind ohne Einflussnahme des Managers positiv oder negativ miteinander korreliert, wird die Kovarianz bzw. die Leistung des Managers über- oder unterschätzt.

Jedes Titelgewicht im Portfolio eines nicht informierten Managers ist mit seiner zukünftigen bzw. folgenden Rendite und allen anderen folgenden Renditen unkorreliert. Das heisst:

$$\sum_{j=1}^{N} Cov\left(\tilde{w}_j, \tilde{r}_j\right) = 0 \qquad (1)$$

Wir fügen die Zeitnotation t hinzu, daraus folgt:

$$\sum_{j=1}^{N} Cov\left(\tilde{w}_{jt}, \tilde{r}_{jt}\right) = 0 \qquad (2)$$

$\tilde{w}_{jt}$ = Gewicht des Titels j im Zeitpunkt t

$\tilde{r}_{jt}$ = stetige Rendite des Titels j im Zeitraum t bis t + 1

Eine Anmerkung zur Notation: Die Tilde kennzeichnet die Variable als Zufallsvariable.

Verwendet der Portfoliomanager Informationen mit denen er voraussagen kann, welche Titel bezüglich dem konstanten Vektor der erwarteten Titelrenditen eine relativ höhere oder relativ tiefere Rendite erzielen werden, ändert sich für den Manager der Vektor der erwarteten Titelrenditen über die Zeit hinweg. Die Varianz-Kovarianz-Matrix der Titelrenditen bleibt dabei weiterhin konstant. Aus Sicht des Managers sind dann die Renditen derjenigen Titel für die er preisrelevante Informationen besitzt für bestimmte Zeitperioden nicht mehr stationär, d.h. die Renditen folgen über gewisse Zeiträume hinweg einem Aufwärts- oder Abwärtstrend. Die Renditen bzw. Preise dieser Titel sind somit für den Portfoliomanager vorhersehbar. Der Manager generiert daraus Mehrwert. Aus dem Ausdruck (2) ergibt sich:

$$\sum_{j=1}^{N} Cov\left(\tilde{w}_{jt}, \tilde{r}_{jt}\right) \tag{3}$$

$$= \sum_{j=1}^{N} E\left[\left(\tilde{w}_{jt} - E\left(\tilde{w}_{jt}\right)\right)\left(\tilde{r}_{jt} - E\left(\tilde{r}_{jt}\right)\right)\right] \tag{4}$$

$$= \sum_{j=1}^{N} \left(E\left(\tilde{w}_{jt}\tilde{r}_{jt}\right) - E\left(\tilde{w}_{jt}\right)E\left(\tilde{r}_{jt}\right)\right) \tag{5}$$

Die Gleichung (5) kann interpretiert werden als die erwartete Portfoliorendite bei vorhandenen Korrelationen zwischen Titelgewichten und zukünftigen Titelrenditen (erster Term der Gleichung (5)) minus der erwarteten Portfoliorendite, die realisiert würde, wenn sämtliche Titelgewichte konstant bzw. mit den jeweiligen folgenden Titelrenditen unkorreliert wären (zweiter Term der Gleichung (5)). Oder anders ausgedrückt, Gleichung (5) entspricht der erwarteten Portfoliorendite mit Information (erster Term der Gleichung (5)) minus der erwarteten Portfoliorendite ohne Information (zweiter Term der Gleichung (5)). Der erste Term entspricht der erwarteten Rendite des Portfolios. Der zweite Term erfasst die erwartete Rendite des Benchmark-Portfolios. Die Renditedifferenz zwischen diesen beiden Termen misst die Performance des Portfolios. Der zweite Term kann auch als Risikoadjustierung interpretiert werden, weil er die erwartete Rendite eines Portfolios mit konstanten Titelgewichten bei gleichem Portfoliorisiko des ersten Terms bzw. des zu bewertenden Portfolios liefert. Das heisst, die Renditedifferenz zwischen dem ersten und zweiten Term entspricht der risikoadjustierten Performance des Portfolios. Das bedeutet, dass der Ausdruck (3) als Performancemass bzw. risikoadjustiertes Performancemass bezeichnet werden kann.

Der Portfoliomanager profitiert von sich ändernden Titelrenditen, indem er die Gewichte derjenigen Titel im Portfolio erhöht (reduziert), von denen er eine überdurchschnittliche (unterdurchschnittliche) Rendite erwartet. Das bedeutet, dass für solche Titel die Kovarianz zwischen Titelgewichten und folgenden Titelrenditen grösser als null sein muss. Es gilt:

$$\sum_{j=1}^{N} Cov(\tilde{w}_{jt}, \tilde{r}_{jt}) > 0 \tag{6}$$

Grinblatt und Titman (1989b) beweisen unter der Annahme, dass der Portfoliomanager keiner wachsenden absoluten Risikoaversion unterliegt, dass die Summe der unkonditionierten Kovarianzen in Ausdruck (6) für einen informierten Portfoliomanager positiv und für einen Manager ohne Information gleich null ist. Es sei an dieser Stelle erwähnt, dass bei einem Manager, der über sämtliche Titel Informationen besitzt, nicht für jeden Titel in seinem Portfolio eine positive Kovarianz existieren muss. Der Grund liegt darin, dass wenn der Manager für mehrere Titel eine überdurchschnittliche Rendite erwartet, aufgrund von Budgetrestriktionen die Gewichtserhöhung eines Titels eine Gewichtsreduktion bei den anderen Titeln zur Folge haben kann. Das bedeutet: Nicht alle einzelnen Kovarianzen sondern die Summe aus den einzelnen Kovarianzen muss bei einem informierten Portfoliomanager positiv sein.

Aus der Kovarianz zwischen den Titelgewichten und den zukünftigen Titelrenditen wurden in der Vergangenheit zwei unterschiedliche Messkonzepte abgeleitet. Cornell (1979) entwickelte ein Performancemass, das Grinblatt und Titman (1993) später Event Study Measure nannten. In demselben Artikel von Grinblatt und Titman (1993) wurde das Portfolio Change Measure vorgestellt. Es handelt sich bei beiden Messmethoden um unkonditionierte Performancemasse.

4.1 Event Study Measure

Cornell (1979) entwickelte das Event Study Measure.

$$\sum_{j=1}^{N} Cov(\tilde{w}_{jt}, \tilde{r}_{jt}) \tag{7}$$

$$= \sum_{j=1}^{N} E\left[\left(\tilde{w}_{jt} - E(\tilde{w}_{jt})\right)\left(\tilde{r}_{jt} - E(\tilde{r}_{jt})\right)\right] \tag{8}$$

$$= \sum_{j=1}^{N} E\left[\left(\tilde{w}_{jt}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - E\left(\tilde{r}_{jt}\right)\right)\right] \tag{9}$$

Der Ausdruck (9) zeigt das Event Study Measure. Für die mathematische Herleitung dieses Performancemasses siehe Appendix 2.5. Die empirische Implementierung des Event Study Measure erfordert für jeden Titel im Portfolio eine Approximation des Erwartungswertes der jeweiligen Titelrenditen.

Cornell (1979) schlägt für die Approximation eine titelspezifische Durchschnittsrendite aus einer vergangenen Zeitperiode vor. Das heisst, der Erwartungswert basiert aus Sicht der aktuellen Renditebeobachtung auf den vergangenen Renditebeobachtungen. Wenn zur Berechnung der Durchschnittsrendite eine Renditezeitreihe aus der Vergangenheit benutzt wird, kann das Event Study Measure unter bestimmten Umständen verzerrte Messergebnisse liefern. Beispielsweise eine Contrarian Anlagestrategie, welche Titel selektioniert, deren Preise in der Vergangenheit gefallen sind und somit für diese Titel jeweils eine nach unten hin verzerrte Durchschnittsrendite vorliegt, führt zu einer Überschätzung des Event Study Measure. Der Grund dafür ist der, dass die Titelrenditen höher sind als ihre jeweilige Durchschnittsrendite und somit das Titelgewicht mit einer zu hohen Renditedifferenz multipliziert wird. Die empirische Implementierung des Event Study Measure lautet:

$$\sum_{j=1}^{N} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \tilde{w}_{jt} \left(\tilde{r}_{jt} - \bar{r}_j\right) \tag{10}$$

$\bar{r}_j$ = Durchschnittsrendite des Titels j basierend auf den Renditebeobachtungen vor dem Zeitpunkt t

Grinblatt und Titman (1993) erwähnen die Möglichkeit, die jeweilige Rendite der Vorperiode als Approximation zu verwenden. Der Nachteil dieser Vorgehensweise ist die mögliche Abhängigkeit des aktuellen Titelgewichtes von der Titelrendite aus der Vorperiode. Erhöht der Portfoliomanager aktuell die Gewichte derjenigen Titel im Portfolio mit hoher vergangener Rendite, führt dies zu einem unterschätzten Event Study Measure, weil die Titelrenditen der Vorperiode höher sind als die jeweiligen aktuellen Titelrenditen und somit das erhöhte aktuelle positive Titelgewicht mit einer negativen Renditedifferenz multipliziert wird. Ein weiterer Nachteil, vgl. dazu Grinblatt und Titman (1993), ergibt sich aus der potentiellen seriellen Korrelation zwischen den Renditedifferenzen (aktuelle Titelrendite minus Titelrendite der Vorperiode). Die serielle Korrelation äussert sich in Form einer nichtstationären Renditedifferenzzeitreihe. Aufgrund dieser Nichtstationarität besteht die Möglichkeit, dass das Event Study Measure einen Zusammenhang zwischen der Gewichtszeitreihe und der Renditedifferenzzeitreihe identifizieren kann, wo in Wirklichkeit aber gar kein Zusammenhang vorliegt. Das empirische Event Study Measure lautet:

$$\sum_{j=1}^{N} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \tilde{w}_{jt} \left(\tilde{r}_{jt} - r_{jt-1} \right) \qquad (11)$$

r_{jt-1} = stetige Rendite des Titels j im Zeitraum t – 1 bis t

Copeland und Mayers (1982) verwenden für die Approximation eine titelspezifische Durchschnittsrendite aus einer zukünftigen Zeitperiode. Das heisst, der Erwartungswert basiert aus Sicht der aktuellen Renditebeobachtung auf den zukünftigen Renditebeobachtungen. Die Schwäche dieser Berechnungsmethode ist ihre Abhängigkeit bezüglich der zukünftigen Existenz der Titel auf dem Finanzmarkt. Für einen Titel kann keine Durchschnittsrendite mit den zukünftigen Renditebeobachtungen berechnet werden, wenn der Titel wegen tiefen oder negativen Renditen auf dem Markt nicht überlebt. Bei der Performancemessung bleiben also Titel mit geringer oder negativer Rendite unberücksichtigt. Die Performanceresultate unterliegen somit einem survivorship bias. Die empirische Form des Event Study Measure ergibt sich in diesem Fall wie folgt:

$$\sum_{j=1}^{N} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \tilde{w}_{jt} \left(\tilde{r}_{jt} - \bar{r}_{j} \right) \qquad (12)$$

$\bar{r}_j$ = Durchschnittsrendite des Titels j basierend auf den Renditebeobachtungen nach dem Zeitpunkt t

Grinblatt und Titman (1993) verwenden die jeweilige Rendite der zukünftigen Zeitperiode als Approximation. Die Problematik dieser Methode besteht aus der potentiellen seriellen Korrelation zwischen den Renditedifferenzen. Das empirische Event Study Measure lautet:

$$\sum_{j=1}^{N} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \tilde{w}_{jt} \left(\tilde{r}_{jt} - \tilde{r}_{jt+1} \right) \qquad (13)$$

$\tilde{r}_{jt+1}$ = stetige Rendite des Titels j im Zeitraum t + 1 bis t + 2

Ferson und Khang (1998) approximieren den Erwartungswert mit der titelspezifischen Durchschnittsrendite aus der gesamten Messperiode. Das heisst, der Erwartungswert basiert aus Sicht der aktuellen Renditebeobachtung auf den vergangenen und zukünftigen Renditebeobachtungen. Das Event Study Measure liefert unverzerrte Performanceresultate, wenn zur Berechnung der Durchschnittsrendite die vollständige Renditezeitreihe verwendet wird. Für die empirische Implementierung des Event Study Measure gilt:

$$\sum_{j=1}^{N} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \tilde{w}_{jt} \left(\tilde{r}_{jt} - \bar{r}_j \right) \tag{14}$$

$\bar{r}_j$ = Durchschnittsrendite des Titels j basierend auf den Renditebeobachtungen vor und nach dem Zeitpunkt t

4.2 Portfolio Change Measure

Grinblatt und Titman (1993) entwickelten das Portfolio Change Measure.

$$\sum_{j=1}^{N} Cov\left(\tilde{w}_{jt}, \tilde{r}_{jt}\right) \tag{15}$$

$$= \sum_{j=1}^{N} E\left[\left(\tilde{w}_{jt} - E\left(\tilde{w}_{jt}\right)\right)\left(\tilde{r}_{jt} - E\left(\tilde{r}_{jt}\right)\right)\right] \tag{16}$$

$$= \sum_{j=1}^{N} E\left[\left(\tilde{w}_{jt} - E\left(\tilde{w}_{jt}\right)\right)\left(\tilde{r}_{jt}\right)\right] \tag{17}$$

Der Ausdruck (17) präsentiert das Portfolio Change Measure. Appendix 2.5 zeigt die mathematische Herleitung für dieses Performancemass. Die empirische Implementierung des Portfolio Change Measure erfordert für jeden Titel im Portfolio eine Approximation des Erwartungswertes der jeweiligen Titelgewichte.

Eigene Ergänzung: Für die Approximation lässt sich ein titelspezifisches Durchschnittsgewicht aus einer vergangenen Zeitperiode einsetzen. Das heisst, der Erwartungswert basiert aus Sicht der aktuellen Gewichtsbeobachtung auf den vergangenen Gewichtsbeobachtungen. Beim Portfolio Change Measure sind die Titelgewichtsveränderungen des Managers bewertungsrelevant. Die vom Portfoliomanager vorgenommenen Gewichtsveränderungen können mit den Abweichungen der Titelgewichte von ihrem jeweiligen Durchschnittsgewicht aber nicht nachgebildet werden. Das heisst, diese Vorgehensweise ist zur Beurteilung der Leistung eines Portfoliomanagers nicht geeignet. Die empirische Implementierung des Portfolio Change Measure lautet:

$$\sum_{j=1}^{N}\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(\tilde{w}_{jt}-\overline{w}_{j}\right)\tilde{r}_{jt} \tag{18}$$

$\overline{w}_j$ = Durchschnittsgewicht des Titels j basierend auf den Gewichtsbeobachtungen vor dem Zeitpunkt t

Grinblatt und Titman (1993) verwenden für die Approximation des Erwartungswertes das Gewicht der Vorperiode. Dies führt zu einer potentiellen seriellen Korrelation zwischen den Gewichtsdifferenzen (aktuelles Titelgewicht minus Titelgewicht der Vorperiode). Die serielle Korrelation äussert sich in Form einer nichtstationären Gewichtsdifferenzzeitreihe. Aufgrund dieser Nichtstationarität besteht die Möglichkeit, dass das Portfolio Change Measure einen Zusammenhang zwischen der Gewichtsdifferenzzeitreihe und der Renditezeitreihe errechnet, wobei in der Realität aber kein Zusammenhang zwischen den beiden Zeitreihen existiert. Unter der Annahme die Gewichtsdifferenzzeitreihe folgt einem AR(1)-Prozess, ergibt der Dickey-Fuller Test keinen Hinweis darauf, dass es sich bei den Zeitreihen der Gewichtsdifferenzen um nichtstationäre Zeitreihen handelt. Das Portfolio Change Measure (19) widerspiegelt also den korrekten Zusammenhang zwischen den Gewichtsdifferenzen und Titelrenditen. Das empirische Portfolio Change Measure lautet:

$$\sum_{j=1}^{N}\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(\tilde{w}_{jt}-w_{jt-1}\right)\tilde{r}_{jt} \tag{19}$$

w_{jt-1} = Gewicht des Titels j im Zeitpunkt t – 1

Eigene Ergänzung: Es besteht die Möglichkeit, für die Approximation ein titelspezifisches Durchschnittsgewicht aus einer zukünftigen Zeitperiode zu verwenden. Das heisst, der

Erwartungswert basiert aus Sicht der aktuellen Gewichtsbeobachtung auf den zukünftigen Gewichtsbeobachtungen. Die Abweichungen der Gewichte vom jeweiligen Durchschnittsgewicht entsprechen aber nicht den für das Portfolio Change Measure bewertungsrelevanten Gewichtsveränderugen. Die empirische Form des Portfolio Change Measure ergibt sich in diesem Fall wie folgt:

$$\sum_{j=1}^{N} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \left(\tilde{w}_{jt} - \overline{w}_{j} \right) \tilde{r}_{jt} \qquad (20)$$

$\overline{w}_j$ = Durchschnittsgewicht des Titels j basierend auf den Gewichtsbeobachtungen nach dem Zeitpunkt t

Grinblatt und Titman (1993) erwähnen die Möglichkeit, das jeweilige Gewicht der folgenden Zeitperiode als Approximation zu verwenden. Der Nachteil dieser Vorgehensweise ist die potentielle Abhängigkeit des zukünftigen Titelgewichts von der aktuellen Titelrendite. Erhöht der Portfoliomanager zukünftig die Gewichte derjenigen Titel im Portfolio mit hoher aktueller Rendite, führt dies zu einem nach unten hin verzerrten Portfolio Change Measure, weil die Titelgewichte der zukünftigen Periode höher sind als die jeweiligen aktuellen Titelgewichte und somit die negative Gewichtsdifferenz mit der erhöhten aktuellen positiven Titelrendite multipliziert wird. Die serielle Korrelation zwischen den Gewichtsdifferenzen ist hier ebenfalls potentiell vorhanden. Die Gewichtsdifferenzzeitreihe verhält sich aber stationär (vgl. dazu die Begründung des Ausdrucks (19)). Das empirische Portfolio Change Measure lautet:

$$\sum_{j=1}^{N} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \left(\tilde{w}_{jt} - \tilde{w}_{jt+1} \right) \tilde{r}_{jt} \qquad (21)$$

$\tilde{w}_{jt+1}$ = Gewicht des Titels j im Zeitpunkt t + 1

Eigene Ergänzung: Der Erwartungswert der Titelgewichte lässt sich mit dem titelspezifischen Durchschnittsgewicht der gesamten Messperiode approximieren. Das heisst, der Erwartungswert basiert aus Sicht der aktuellen Gewichtsbeobachtung auf den vergangenen und zukünftigen Gewichtsbeobachtungen. Die Abweichungen der Gewichte vom jeweiligen Durchschnittsgewicht entsprechen aber nicht den für das Portfolio Change Measure bewertungsrelevanten Gewichtsveränderungen. Für die empirische Implementierung des Portfolio Change Measure gilt:

$$\sum_{j=1}^{N} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \left(\tilde{w}_{jt} - \overline{w}_{j} \right) \tilde{r}_{jt} \tag{22}$$

$\overline{w}_j$ = Durchschnittsgewicht des Titels j basierend auf den Gewichtsbeobachtungen vor und nach dem Zeitpunkt t

4.3 Zusammenführung von Event Study Measure und Portfolio Change Measure

Kombiniert man die Renditekomponente $\left(\tilde{r}_{jt} - E\left(\tilde{r}_{jt}\right)\right)$ des Event Study Measure mit der Gewichtskomponente $\left(\tilde{w}_{jt} - E\left(\tilde{w}_{jt}\right)\right)$ des Portfolio Change Measure resultiert ein weiteres gewichtsorientiertes Performancemass. Die empirische Form dieser Kombination aus Portfolio Change Measure und Event Study Measure lässt sich wie folgt definieren:

$$\sum_{j=1}^{N} Cov\left(\tilde{w}_{jt}, \tilde{r}_{jt}\right) \tag{23}$$

$$= \sum_{j=1}^{N} E\left[\left(\tilde{w}_{jt} - E\left(\tilde{w}_{jt}\right)\right)\left(\tilde{r}_{jt} - E\left(\tilde{r}_{jt}\right)\right)\right] \tag{24}$$

Die empirische Implementierung des kombinierten Performancemasses (24) erfordert für jeden Titel im Portfolio sowohl eine Approximation des Erwartungswertes seiner Gewichte als auch eine Approximation des Erwartungswertes seiner Renditen. Unter der Annahme, dass sich die Durchschnittsgewichte und Durchschnittsrenditen der Titel nicht ausschliesslich auf eine vergangene oder zukünftige Zeitperiode sondern immer auf die gesamte Messperiode beziehen, sind neun verschiedene Messmethoden möglich:

$$\sum_{j=1}^{N} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \left(\tilde{w}_{jt} - w_{jt-1} \right) \left(\tilde{r}_{jt} - r_{jt-1} \right) \tag{25}$$

$$\sum_{j=1}^{N} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \left(\tilde{w}_{jt} - \tilde{w}_{jt+1} \right) \left(\tilde{r}_{jt} - r_{jt-1} \right) \tag{26}$$

$$\sum_{j=1}^{N}\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(\tilde{w}_{jt}-\overline{w}_{j}\right)\left(\tilde{r}_{jt}-r_{jt-1}\right) \tag{27}$$

$$\sum_{j=1}^{N}\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(\tilde{w}_{jt}-w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt}-\tilde{r}_{jt+1}\right) \tag{28}$$

$$\sum_{j=1}^{N}\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(\tilde{w}_{jt}-\tilde{w}_{jt+1}\right)\left(\tilde{r}_{jt}-\tilde{r}_{jt+1}\right) \tag{29}$$

$$\sum_{j=1}^{N}\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(\tilde{w}_{jt}-\overline{w}_{j}\right)\left(\tilde{r}_{jt}-\tilde{r}_{jt+1}\right) \tag{30}$$

$$\sum_{j=1}^{N}\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(\tilde{w}_{jt}-w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt}-\overline{r}_{j}\right) \tag{31}$$

$$\sum_{j=1}^{N}\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(\tilde{w}_{jt}-\tilde{w}_{jt+1}\right)\left(\tilde{r}_{jt}-\overline{r}_{j}\right) \tag{32}$$

$$\sum_{j=1}^{N}\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(\tilde{w}_{jt}-\overline{w}_{j}\right)\left(\tilde{r}_{jt}-\overline{r}_{j}\right) \tag{33}$$

Die Messmethoden (25), (26) und (27) haben den Nachteil der Abhängigkeit des aktuellen Titelgewichtes von der Titelrendite aus der Vorperiode. Des Weiteren besteht bei diesen Methoden das Problem der seriellen Korrelation zwischen den Renditedifferenzen. Die Ausdrücke (28), (29) und (30) sind ebenfalls aufgrund der seriellen Korrelation zwischen den Renditedifferenzen problematisch. Die Messverfahren (26), (29) und (32) beinhalten den Nachteil der Abhängigkeit des zukünftigen Titelgewichtes von der aktuellen Titelrendite. Die Methoden (27), (30) und (33) messen die Abweichungen der Gewichte vom jeweiligen Durchschnittsgewicht, was nicht die bewertungsrelevanten Gewichtsveränderungen widerspiegelt. Mit Ausnahme der zuletzt genannten Problematik, handelt es sich bei allen oben angesprochenen Kritikpunkten um potentiell auftretende Schwierigkeiten bei der Performancemessung.

Bei der unkonditionierten Performancemessung gilt: Der auf der Renditezeitreihe der gesamten Messperiode basierende Erwartungswert bleibt über die Zeit konstant. Die vergangene und zukünftige Renditezeitreihe dieser Messperiode verändert sich mit jeder neuen Renditebeobachtung. Bezieht sich der Erwartungswert aus Sicht der aktuellen Renditebeobachtung nun auf die vergangene oder zukünftige Renditezeitreihe, ändert sich auch der Erwartungswert über die Zeit hinweg. Um die Zeitperiode der vergangenen bzw. zukünftigen Renditezeitreihe bei einer fix vorgegebenen Messperiode immer gleich lang halten zu können, kommt eine rollende Zeitperiode mit einer konstanten Anzahl an Renditebeobachtungen zur Anwendung. Im Gegensatz zur unkonditionierten Performancemessung arbeitet die konditionierte Performancemessung mit einem auf der gesamten Renditezeitreihe basierenden Erwartungswert, der sich über die Zeit hinweg verändert. Diese Dynamik beruht auf der sich verändernden öffentlichen Information.

Sämtliche Ausprägungen des Event Study Measure, des Portfolio Change Measure und des kombinierten Performancemasses haben Nachteile. Einzige Ausnahme ist das Event Study Measure (14), das Portfolio Change Measure (19) und das kombinierte Performancemass (31). Die Kombination der beiden Performancemasse (14) und (19) ergibt das Performancemass (31). Der Ausdruck (19) liefert dabei die bewertungsrelevanten Gewichtsveränderungen, das heisst, bei der Differenzbildung zwischen zwei Titelgewichten kommt kein Durchschnittsgewicht zur Anwendung. Von Ausdruck (14) benötigen wir die demeaned Rendite, um später ein unkonditioniertes Performancemass direkt mit einem konditionierten Performancemass vergleichen zu können. Das aus dem Portfolio Change Measure (19) und dem Event Study Measure (14) zusammengesetzte Performancemass (31) wird im nächsten Abschnitt in Anlehnung an Ferson und Khang (2002) über die Gewichtsveränderungen und deren Erwartungswert hergeleitet.

4.4 Unconditional weight measure (UWM)

Ferson und Khang (2002) entwickelten das unconditional weight measure (UWM).

$$\sum_{j=1}^{N} Cov\left(\Delta\tilde{w}_{jt}, \tilde{r}_{jt}\right) \tag{34}$$

$$= \sum_{j=1}^{N} E\left[\left(\Delta\tilde{w}_{jt} - E\left(\Delta\tilde{w}_{jt}\right)\right)\left(\tilde{r}_{jt} - E\left(\tilde{r}_{jt}\right)\right)\right] \tag{35}$$

$$= \sum_{j=1}^{N} E\left[\left(\Delta\tilde{w}_{jt} - E\left(\Delta\tilde{w}_{jt}\right)\right)\left(\tilde{r}_{jt}\right)\right] \tag{36}$$

$$= \sum_{j=1}^{N} E\left[\left(\Delta\tilde{w}_{jt}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - E\left(\tilde{r}_{jt}\right)\right)\right] \tag{37}$$

$\Delta\tilde{w}_{jt}$ = Gewichtsveränderung des Titels j im Zeitpunkt t

Der Ausdruck (37) zeigt das unconditional weight measure (UWM). Appendix 2.5 beinhaltet die mathematische Herleitung für dieses Performancemass. Die Gewichtsvariable (w) ist dabei durch die Gewichtsveränderungsvariable (Δw) zu ersetzen. Die empirische Implementierung des unconditional weight measure erfordert für jeden Titel im Portfolio eine Approximation des Erwartungswertes der jeweiligen Titelrenditen.
Ferson und Khang (2002) verwenden für die Gewichtsveränderung das aktuelle Gewicht minus das Gewicht der Vorperiode und approximieren den Erwartungswert der Renditen mit der titelspezifischen Durchschnittsrendite aus der gesamten Messperiode. Das empirische UWM lautet:

$$\sum_{j=1}^{N}\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(\Delta\tilde{w}_{jt}\right)\left(\tilde{r}_{jt}-\overline{r}_{j}\right) \tag{38}$$

$$=\sum_{j=1}^{N}\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(\tilde{w}_{jt}-w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt}-\overline{r}_{j}\right) \quad \text{wobei} \quad \Delta\tilde{w}_{jt}=\tilde{w}_{jt}-w_{jt-1} \tag{39}$$

Das unkonditionierte Performancemass (39) ist identisch mit dem Performancemass (31). Die vorliegende Arbeit verwendet für die unkonditionierte gewichtsorientierte Performancemessung den Ausdruck (39). Eine Anmerkung zur Notation: Die Differenz zwischen zwei Variablen wird mit Delta dargestellt. Besitzt eine Variable zusätzlich zur Deltanotation eine Tilde oder einen Balken, gilt diese Kennzeichnung auch für das dazugehörige Delta.

4.5 Weitere Ausprägungen von Gewichtsmassen

Die Kovarianz zwischen Titelgewichtsveränderungen und Titelrenditen lautet:

$$\sum_{j=1}^{N}Cov\left(\Delta\tilde{w}_{jt},\tilde{r}_{jt}\right)=\sum_{j=1}^{N}E\left[\left(\Delta\tilde{w}_{jt}-E\left(\Delta\tilde{w}_{jt}\right)\right)\left(\tilde{r}_{jt}-E\left(\tilde{r}_{jt}\right)\right)\right] \tag{40a}$$

$$=\sum_{j=1}^{N}\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(\Delta\tilde{w}_{jt}-\Delta\overline{w}_{j}\right)\left(\tilde{r}_{jt}-\overline{r}_{j}\right) \tag{40b}$$

$$=\sum_{j=1}^{N}\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(\Delta\tilde{w}_{jt}\right)\left(\tilde{r}_{jt}-\overline{r}_{j}\right) \tag{40c}$$

$$=\sum_{j=1}^{N}\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(\Delta\tilde{w}_{jt}-\Delta\overline{w}_{j}\right)\left(\tilde{r}_{jt}\right) \tag{40d}$$

Die Verwendung von Differenzen zwischen Gewichtsveränderungen in (40b) und (40d) macht keinen Sinn. Solche Differenzen widerspiegeln keine für die Performancemessung bewertungsrelevanten Gewichtsveränderungen, wie sie vom Portfoliomanager tatsächlich vorgenommen werden. Es spielt dabei keine Rolle, ob der Erwartungswert der Gewichtsveränderungen mit einer durchschnittlichen Gewichtsveränderung (Durchschnitt über die vergangene, zukünftige oder gesamte Messperiode) oder einer zeitlich vergangenen oder zukünftigen Gewichtsveränderung approximiert wird. Der Ausdruck (40c) widerspiegelt das Anlageverhalten des Managers der Realität entsprechend und ist somit empirisch sinnvoll implementierbar. Der Ausdruck (40c) ist identisch mit dem Ausdruck (38).

Die Kovarianz zwischen Titelgewichten und Titelrenditeveränderungen lautet:

$$\sum_{j=1}^{N} Cov\left(\tilde{w}_{jt}, \Delta\tilde{r}_{jt}\right) = \sum_{j=1}^{N} E\left[\left(\tilde{w}_{jt} - E\left(\tilde{w}_{jt}\right)\right)\left(\Delta\tilde{r}_{jt} - E\left(\Delta\tilde{r}_{jt}\right)\right)\right] \tag{41a}$$

$$= \sum_{j=1}^{N} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \left(\tilde{w}_{jt} - \overline{w}_{j}\right)\left(\Delta\tilde{r}_{jt} - \Delta\overline{r}_{j}\right) \tag{41b}$$

$$= \sum_{j=1}^{N} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \left(\tilde{w}_{jt}\right)\left(\Delta\tilde{r}_{jt} - \Delta\overline{r}_{j}\right) \tag{41c}$$

$$= \sum_{j=1}^{N} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \left(\tilde{w}_{jt} - \overline{w}_{j}\right)\left(\Delta\tilde{r}_{jt}\right) \tag{41d}$$

Die Verwendung von Differenzen zwischen Renditeveränderungen in (41b) und (41c) macht keinen Sinn. Solche Differenzen widerspiegeln keine für die Performancemessung bewertungsrelevanten Abweichungen der Renditen von ihrem jeweiligen Durchschnitt. Es spielt dabei keine Rolle, ob der Erwartungswert der Renditeveränderungen mit einer durchschnittlichen Renditeveränderung (Durchschnitt über die vergangene, zukünftige oder gesamte Messperiode) oder einer zeitlich vergangenen oder zukünftigen Renditeveränderung approximiert wird. Der Ausdruck (41d) entspricht keinen realen Gewichtsveränderungen und ist somit zur empirischen Implementierung ebenfalls ungeeignet.

Die Kovarianz zwischen Titelgewichtsveränderungen und Titelrenditeveränderungen lautet:

$$\sum_{j=1}^{N} Cov\left(\Delta\tilde{w}_{jt}, \Delta\tilde{r}_{jt}\right) = \sum_{j=1}^{N} E\left[\left(\Delta\tilde{w}_{jt} - E\left(\Delta\tilde{w}_{jt}\right)\right)\left(\Delta\tilde{r}_{jt} - E\left(\Delta\tilde{r}_{jt}\right)\right)\right] \tag{42a}$$

$$= \sum_{j=1}^{N} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \left(\Delta\tilde{w}_{jt} - \Delta\overline{w}_{j} \right) \left(\Delta\tilde{r}_{jt} - \Delta\overline{r}_{j} \right) \quad (42b)$$

$$= \sum_{j=1}^{N} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \left(\Delta\tilde{w}_{jt} \right) \left(\Delta\tilde{r}_{jt} - \Delta\overline{r}_{j} \right) \quad (42c)$$

$$= \sum_{j=1}^{N} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \left(\Delta\tilde{w}_{jt} - \Delta\overline{w}_{j} \right) \left(\Delta\tilde{r}_{jt} \right) \quad (42d)$$

Die Verwendung von Differenzen zwischen Gewichtsveränderungen und/oder von Differenzen zwischen Renditeveränderungen ist aufgrund obiger Erläuterungen der Ausdrücke (40b) und (41b) nicht geeignet.

Kapitel 5

Die empirische Implementierung der Gewichtsmasse

Das fünfte Kapitel behandelt die empirische Implementierung der unkonditionierten und konditionierten Gewichtsmasse. Es dient der Vorbereitung mathematischer Gleichungen für das nächstfolgende Kapitel 6.

5.1 Empirische Implementierung des konditionierten Gewichtsmasses

Ausgangspunkt zur empirischen Implementierung des konditionierten Gewichtsmasses ist der Ausdruck (2) des Abschnitts 3.1. Dieser Ausdruck lautet:

$$E\left[\mathbf{w}(Z,S)'\left(\tilde{\mathbf{R}} - E\left(\tilde{\mathbf{R}} \mid Z\right)\right) \mid Z\right] > 0 \qquad (1.1)$$

bzw. nicht als Ungleichung geschrieben

$$E\left[\mathbf{w}(Z,S)'\left(\tilde{\mathbf{R}} - E\left(\tilde{\mathbf{R}} \mid Z\right)\right) \mid Z\right] \qquad (1.2)$$

$\mathbf{w}$ = Vektor der Titelgewichte

$\tilde{\mathbf{R}}$ = Vektor der Überschussrenditen der Titel bezüglich den risikolosen Zinssätzen

Z = öffentliche Information

S = private Information

Das empirische durchschnittliche konditionierte Gewichtsmass lautet:

$$CWM = E(CWM_t) = E\left[\sum_{j=1}^{N} E\left[\left(\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - E\left(\tilde{r}_{jt} \mid Z_t\right)\right) \mid Z_t\right]\right]$$

$$= \sum_{j=1}^{N} E\left[E\left[\left(\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - E\left(\tilde{r}_{jt} \mid Z_t\right)\right) \mid Z_t\right]\right] \qquad (2)$$

Das empirische konditionierte Gewichtsmass im Zeitpunkt t lautet:

$$CWM_t = \sum_{j=1}^{N} E\left[\left(\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - E\left(\tilde{r}_{jt} \mid Z_t\right)\right) \middle| Z_t\right] \tag{3}$$

Für Ausdruck (2) und (3) gilt: $w_{bjtk} = w_{jt-k} \prod_{\tau=t-k+1}^{t} \left(\frac{1+\tilde{r}_{j\tau}}{1+\tilde{r}_{P\tau}} \right)$ mit $\tilde{r}_{P\tau} = \sum_{j=1}^{N} w_{j\tau-1}\, \tilde{r}_{j\tau}$, wobei der Anpassungsfaktor $\prod_{\tau=t-k+1}^{t} \left(\frac{1+\tilde{r}_{j\tau}}{1+\tilde{r}_{P\tau}} \right)$ eine buy-and-hold Strategie simuliert.

CWM	= durchschnittliches conditional weight measure
CWM_t	= conditional weight measure im Zeitpunkt t
$\tilde{w}_{jt}$	= Gewicht des Titels j im Zeitpunkt t
w_{bjtk}	= Benchmarkgewicht des Titels j im Zeitpunkt t mit einem k Perioden Lag
w_{jt-k}	= Gewicht des Titels j im Zeitpunkt t mit einem k Perioden Lag
$w_{j\tau-1}$	= Gewicht des Titels j im Zeitpunkt τ – 1
$\tilde{r}_{jt}$	= stetige Rendite des Titels j im Zeitraum t bis t + 1
Z_t	= öffentliche Information im Zeitpunkt t
$\tilde{r}_{j\tau}$	= stetige Rendite des Titels j im Zeitraum τ bis τ + 1
$\tilde{r}_{P\tau}$	= stetige Rendite des Portfolios P im Zeitraum τ bis τ + 1

Die Variable k entspricht der Anzahl Anpassungsperioden, die sich zwischen dem aktuellen Titelgewicht und dem in der Vergangenheit liegenden Titelgewicht befinden. Das Benchmarkgewicht des Titels zum Zeitpunkt t, w_{bjtk}, basiert auf dem vergangenen Titelgewicht zum Zeitpunkt t – k, w_{jt-k}, welches mit einer buy-and-hold Strategie bzw. mit dem Anpassungsfaktor periodenweise erneuert wird. Verändert der Manager seine Portfoliogewichte nicht, betreibt er eine buy-and-hold Strategie, wobei $\tilde{r}_{P\tau}$ der buy-and-hold Portfoliorendite entspricht. Sowohl die Zeitreihe des Titelgewichtes j als auch die Zeitreihen der übrigen Titelgewichte des Portfolios starten zum Zeitpunkt t – k. Besitzt ein Titel in einer Messperiode eine höhere Rendite als die Portfoliorendite im gleichen Zeitraum, erhöht sich in dieser Zeitperiode das Titelgewicht im Portfolio, ohne dass der Manager das Gewicht dieses

Titels aktiv verändert. Ein Titel mit einer tieferen Rendite als die Portfoliorendite führt zu einer automatischen Gewichtsreduzierung dieses Titels im Portfolio. Das Gewicht des Titels j ergibt sich aus dem Titelvolumen (Anzahl Titel j im Portfolio multipliziert mit dem Preis des Titels j) dividiert durch das Fondsvolumen. Das Titelgewicht wird in Prozent vom Fondsvolumen ausgedrückt. Der Benchmark des gewichtsorientierten Performancemasses entwickelt sich endogen aus den vergangenen Portfoliogewichten. Bei der Verwendung eines exogenen Benchmarks werden die endogenen Portfoliogewichte w_{bjtk} durch die exogenen Portfoliogewichte ersetzt.

Ein Portfoliomanager ohne Information folgt per Annahme einer buy-and-hold Strategie. Durch die Verwendung eines auf einer buy-and-hold Strategie basierenden endogenen Benchmarks der Portfoliogewichte ist es möglich, die Gewichtsveränderungen zwischen einer aktiven Strategie und einer passiven bzw. während k Perioden nicht Handel betreibenden Strategie zu messen. Unter der Annahme, dass ein Manager, der ausschliesslich öffentliche Information nutzt, ebenfalls einer buy-and-hold Strategie folgt, ist das Benchmarkgewicht w_{bjtk} eine gute Approximation für $E\left(w_{jt} \mid Z_t\right)$. Die öffentliche Information Z_t wird in den beiden Variablen $\tilde{r}_{j\tau}$ und $\tilde{r}_{P\tau}$ verarbeitet und somit im Benchmarkgewicht w_{bjtk} berücksichtigt. Bei der monatlichen Beobachtungshäufigkeit ist k = 1 Monat. Bei der quartalsweisen Beobachtungshäufigkeit ist k = 1 Quartal bzw. k = 3 Monate.

5.2 Empirische Implementierung des unkonditionierten Gewichtsmasses

Um später die Ergebnisse des konditionierten Gewichtsmasses mit denjenigen des unkonditionierten Gewichtsmasses vergleichen zu können, wird auch das unkonditionierte Gewichtsmass empirisch implementiert. Das empirische unkonditionierte Gewichtsmass lautet:

$$UWM = \sum_{j=1}^{N} E\left[\left(\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - E\left(\tilde{r}_{jt}\right)\right)\right] \qquad (4)$$

UWM steht für unconditional weight measure. Das unkonditionierte Gewichtsmass (4) basiert auf Grinblatt und Titman’s (1993) Portfolio Change Measure. UWM bzw. der Ausdruck (4) unterscheidet sich in zwei Punkten vom Portfolio Change Measure. Erstens, das

Benchmarkgewicht entspricht dem vergangenen Portfoliogewicht, dass einer buy-and-hold Strategie folgt. Grinblatt und Titman (1993) verwenden als Benchmarkgewicht das vergangene Portfoliogewicht, welches sich an einer rebalancing Strategie orientiert. Die Annahme, dass der Manager ohne Information eine rebalancing Strategie betreibt, erlaubt es, ausschliesslich das vergangene Portfoliogewicht zu benutzen, ohne irgendwelche Anpassungen vornehmen zu müssen. Zweitens, die Titel-renditen werden mit ihrem jeweiligen Erwartungswert $E(\tilde{r}_{jt})$ adjustiert.

Die Adjustierung mit dem Erwartungswert hat folgenden Vorteil:

$$\text{wenn } E(\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk}) \neq 0 \text{ dann } E[(\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk})\,\tilde{r}_{jt}] \neq Cov[(\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk}), \tilde{r}_{jt}]$$

$$\text{wenn } E(\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk}) \neq 0 \text{ dann } E[(\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk})(\tilde{r}_{jt} - E(\tilde{r}_{jt}))] = Cov[(\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk}), \tilde{r}_{jt}]$$

Beim auf öffentliche Information Z_t konditionierten Gewichtsmass gilt derselbe Vorteil:

$$\text{wenn } E[(\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk}) \mid Z_t] \neq 0$$
$$\text{dann } E[(\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk})\,\tilde{r}_{jt} \mid Z_t] \neq Cov[((\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk}), \tilde{r}_{jt}) \mid Z_t]$$

$$\text{wenn } E[(\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk}) \mid Z_t] \neq 0$$
$$\text{dann } E[(\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk})(\tilde{r}_{jt} - E(\tilde{r}_{jt} \mid Z_t)) \mid Z_t] = Cov[((\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk}), \tilde{r}_{jt}) \mid Z_t]$$

5.3 Annahmen der konditionierten empirischen Implementierung

Wir kehren nun wieder zurück zum konditionierten Gewichtsmass. Auf der Titelebene wird die Annahme getroffen, dass eine lineare Regression den konditionierten Erwartungswert der Titelrenditen approximieren kann. Die auf die öffentliche Information Z_t konditionierte erwartete Titelrendite lässt sich somit für jeden einzelnen Titel über eine lineare Mehrfachregression schätzen.

$$E(\tilde{r}_{jt} \mid Z_t) = \mathbf{b}_j{}'\mathbf{Z}_t \qquad (5)$$

Wobei $\mathbf{Z}_t$ ein L Vektor bestehend aus den öffentlichen Informationsvariablen plus der Konstanten ist. Für den Titel j wird der Vektor der Regressionsparameter mit $\mathbf{b}_j$ bezeichnet.

Auf der Portfolioebene wird angenommen, dass die auf öffentliche Information Z_t konditionierte Kovarianz zwischen Titelgewichten und zukünftigen Titelrenditen durch eine lineare Regression approximierbar ist. Die konditionierte Kovarianz zum Zeitpunkt t, CWM_t, lässt sich somit für das Portfolio ebenfalls über eine lineare Mehrfachregression ermitteln.

$$CWM_t = CWM + \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_t \qquad (6)$$

$\mathbf{z}_t$ $[= \mathbf{Z}_t - E(\mathbf{Z}_t)]$ entspricht dem Vektor von demeaned $\mathbf{Z}_t$. Die Konstante von $\mathbf{Z}_t$ fällt somit weg. CWM steht für die durchschnittliche konditionierte Kovarianz, $E(CWM_t)$, bzw. für den zweiten Term der Portfolioperformance-Dekomposition im Abschnitt 2.2, Gleichung (7). Die Variable $\boldsymbol{\gamma}$ kennzeichnet den Vektor der Regressionsparameter auf der Portfolioebene.

Die Annahme der Linearität in den Regressionsparametern folgt der üblichen Vorgehensweise bei der konditionierten Performancemessung. Für nichtlinear miteinander verbundene Regressionsparameter, lässt sich diese Annahme mit der Taylor-Approximation rechtfertigen[5]. Das hier vorliegende Modell zur Performancemessung ignoriert Messfehler, die entstehen können, wenn die lineare Modellierung in den Gleichungen (5) und (6) ein schlechtes Abbild der Realität widerspiegelt. Das Modell ignoriert ebenfalls Messfehler, welche aufgrund der Verwendung eines unvollständigen Sets an öffentlichen Informationsvariablen auftreten können. Die zusätzliche Berücksichtigung solcher Messfehler würde die Standard Errors der Performanceergebnisse erhöhen und somit die Signifikanz der Performanceergebnisse reduzieren. Ferson und Khang (2002) testen nichtlineare Regressionsvariablen. Sie quadrierten einzelne Elemente des Vektors $\mathbf{Z}_t$ und überprüften mit dem F-Test, ob diese nichtlineare Modifikation die Fehlerquadratsumme der Mehrfachregression reduziert hat. Dies war nicht der Fall, d.h. Ferson und Khang (2002) fanden keine Notwendigkeit nichtlineare Regressionsvariablen zu benutzten.

[5] Mit der Taylor-Approximation wird eine nichtlineare Funktion linear approximiert:

$$f(x_0 + \Delta x) = \frac{1}{0!}(\Delta x)^0 f(x_0) + \frac{1}{1!}(\Delta x)^1 f'(x_0) + \frac{1}{2!}(\Delta x)^2 f''(x_0) + \frac{1}{3!}(\Delta x)^3 f'''(x_0) + \ldots$$

5.4 Regressionsgleichungen für die linearen Approximationen

Die Regressionsgleichung für die lineare Approximation in der Gleichung (5) lautet:

$$\tilde{r}_{jt} = \mathbf{b}_j{}'\mathbf{Z}_t + \tilde{e}_{jt} \tag{7.1}$$

nach dem Residuum aufgelöst, ergibt sich:

$$\tilde{e}_{jt} = \tilde{r}_{jt} - \mathbf{b}_j{}'\mathbf{Z}_t \tag{7.2}$$

Der auf Z_t konditionierte Erwartungswert der Gleichung (7.1) lautet:

$$E\left(\tilde{r}_{jt} \mid Z_t\right) = \mathbf{b}_j{}'E\left(\mathbf{Z}_t \mid \mathbf{Z}_t\right) + E\left(\tilde{e}_{jt} \mid Z_t\right) \tag{7.3}$$

daraus folgt:

$$E\left(\tilde{r}_{jt} \mid Z_t\right) = \mathbf{b}_j{}'\mathbf{Z}_t \tag{7.4}$$

was wiederum der Gleichung (5) entspricht.

Die Regressionsgleichung für die lineare Approximation in der Gleichung (6) lautet:

$$\sum_{j=1}^{N}\left(\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - E\left(\tilde{r}_{jt} \mid Z_t\right)\right) = CWM + \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_t + \tilde{e}_{cwmt} \tag{8.1}$$

bzw. (7.4) eingesetzt

$$\sum_{j=1}^{N}\left(\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - \mathbf{b}_j{}'\mathbf{Z}_t\right) = CWM + \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_t + \tilde{e}_{cwmt} \tag{8.2}$$

nach dem Residuum aufgelöst, ergibt sich:

$$\tilde{e}_{cwmt} = \sum_{j=1}^{N} \left(\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - \mathbf{b}_j{}'\mathbf{Z}_t\right) - CWM - \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_t \tag{8.3}$$

Der auf Z_t konditionierte Erwartungswert der Gleichung (8.1) lautet:

$$\sum_{j=1}^{N} E\left[\left(\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - E\left(\tilde{r}_{jt} \mid Z_t\right)\right) \mid Z_t\right] = CWM + \boldsymbol{\gamma}' E\left(\mathbf{z}_t \mid \mathbf{z}_t\right) + E\left(\tilde{e}_{cwmt} \mid Z_t\right) \tag{8.4}$$

daraus folgt:

$$CWM_t = CWM + \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_t \tag{8.5}$$

was wiederum der Gleichung (6) entspricht.

Kapitel 6

Der Aufbau des Generalized Method of Moments (GMM) Systems

Im Abschnitt 3.2 haben wir das unkonditionierte Gewichtsmass UWM (unconditional weight measure) als $\sum_{j=1}^{N} Cov(\Delta w_j, r_j)$ und das konditionierte Gewichtsmass CWM (conditional weight measure) als $\sum_{j=1}^{N} E\left[Cov((\Delta w_j, r_j) \mid Z)\right]$ definiert. Die empirische Implementierung von UWM und CWM erfolgte anschliessend im Abschnitt 5.2 bzw. 5.1. Hier gilt für UWM bzw. CWM folgendes: $\sum_{j=1}^{N} E\left[(\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk})(\tilde{r}_{jt} - E(\tilde{r}_{jt}))\right]$ bzw. $\sum_{j=1}^{N} E\left[E\left[(\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk})(\tilde{r}_{jt} - E(\tilde{r}_{jt} \mid Z_t)) \mid Z_t\right]\right]$. Aus Abschnitt 5.4 Ausdruck (8.2) wissen wir, dass das empirische CWM auch wie folgt angeschrieben werden kann: $\sum_{j=1}^{N} (\tilde{w}_{jt} - w_{bjtk})(\tilde{r}_{jt} - \mathbf{b}_j{}'\mathbf{Z}_t) - \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_t - \tilde{e}_{cwmt}$. Das Generalized Method of Moments (GMM) System schätzt die Performancemasse UWM und CWM. Ausgangspunkt dieser Schätzungen ist die Bestimmung der Residuengleichungen. Dazu wird das empirische UWM demeaned und das empirische CWM nach dem Residuum $\tilde{e}_{cwmt}$ aufgelöst. Die Gleichungen (1) und (2) des GMM Systems entsprechen der im Abschnitt 5.4 hergeleiteten Residuengleichung (7.2) bzw. (8.3). Bei den Gleichungen (3) und (4) des GMM Systems entstehen die Residuengleichungen dadurch, dass $\tilde{r}_{jt}$ bzw. UWM demeaned werden.

Die Multiplikation der beiden Klammerausdrücke in der Gleichung (2) und (4) des GMM Systems führt zu nicht normalverteilten Residuen. Die GMM Schätzfunktion hat im Gegensatz zur OLS Schätzfunktion den Vorteil, dass sie auch bei nicht normalverteilten Residuen korrekte Standard Errors für die geschätzten Regressionsparameter liefert. Korrekter Standard Error bedeutet hier, dass die Schätzfunktion in der Gruppe aller linearen und erwartungstreuen Schätzfunktionen den kleinsten Standard Error aufweist. Ohne korrekte Standard Errors im obigen Sinne erlaubt die t-Statistik keine Aussagen zur statistischen

Signifikanz der geschätzten Regressionsparameter. Auf weitere Vorteile von GMM gegenüber OLS wird im Abschnitt 6.5 näher eingegangen. Durch den gleichzeitigen Einsatz von unkonditionierten und konditionierten Regressionsgleichungen innerhalb eines GMM Systems ist es möglich, die Korrelation zwischen dem unkonditionierten und konditionierten Gewichtsmass bzw. zwischen UWM und CWM zu modellieren. Der Standard Error für (UWM – CWM) kann somit unverzerrt ermittelt werden.

Das GMM System ist wie folgt aufgebaut:

$$\tilde{e}_{jt}^{c} = \tilde{r}_{jt} - \mathbf{b}_j{}'\mathbf{Z}_t \tag{1}$$

$$\tilde{e}_{cwmt} = \sum_{j=1}^{N} \left(\tilde{w}_{jt} - w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - \mathbf{b}_j{}'\mathbf{Z}_t\right) - CWM - \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_t \tag{2}$$

$$\tilde{e}_{jt}^{u} = \tilde{r}_{jt} - E\left(\tilde{r}_{jt}\right) \tag{3}$$

$$\tilde{e}_{uwmt} = \sum_{j=1}^{N} \left(\tilde{w}_{jt} - w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - E\left(\tilde{r}_{jt}\right)\right) - UWM \tag{4}$$

$\tilde{r}_{jt}$ = stetige Rendite des Titels j im Zeitraum t bis t + 1

$\tilde{w}_{jt}$ = Gewicht des Titels j im Zeitpunkt t

w_{jt-1} = Gewicht des Titels j im Zeitpunkt t – 1

$\tilde{e}_{jt}^{c}$ = konditioniertes Residuum des Titels j im Zeitpunkt t

$\tilde{e}_{cwmt}$ = konditioniertes Residuum des Portfolios im Zeitpunkt t

$\tilde{e}_{jt}^{u}$ = unkonditioniertes Residuum des Titels j im Zeitpunkt t

$\tilde{e}_{uwmt}$ = unkonditioniertes Residuum des Portfolios im Zeitpunkt t

$\mathbf{b}_j$ = L Vektor der Regressionsparameter mit Konstante, für den Titel j

$\mathbf{Z}_t$ = L Vektor der Informationsvariablen mit Konstante, für den Titel j, im Zeitpunkt t

$E\left(\tilde{r}_{jt}\right)$ = Durchschnittsrendite des Titels j

CWM = conditional weight measure, Regressionsparameterkonstante des Portfolios

$\boldsymbol{\gamma}$ = L Vektor der Regressionsparameter ohne Konstante, für das Portfolio

$\mathbf{z}_t$ = L Vektor der demeaned Informationsvariablen ohne Konstante, für das Portfolio, im Zeitpunkt t

UWM = unconditional weight measure des Portfolios

Bei den Regressionsparametern $\mathbf{b}_j$, CWM und $\boldsymbol{\gamma}$ handelt es sich um die wahren (unbekannten) Regressionsparameter. Die Schätzfunktionen (estimators) für diese Regressionsparameter bzw. die geschätzten Regressionsparameter werden mit $\hat{\mathbf{b}}_j$, $C\hat{W}M$ und $\hat{\boldsymbol{\gamma}}$ notiert. Die konkreten Zahlenwerte der geschätzten Regressionsparameter bezeichnet man als Schätzwerte (estimates) für $\mathbf{b}_j$, CWM und $\boldsymbol{\gamma}$.

6.1 Momentenbedingungen und Stichproben-Momentenbedingungen

Die Momentenbedingungen lauten:

$$\mathbf{g}_t = \begin{bmatrix} \tilde{\mathbf{e}}_t^c \otimes \mathbf{Z}_t \\ \tilde{\mathbf{e}}_t^u \\ \tilde{e}_{cwmt} \cdot \mathbf{z}_{ct} \\ \tilde{e}_{uwmt} \end{bmatrix} \qquad \mathbf{g}_t = \begin{bmatrix} N \times L \\ N \\ 1 \times L \\ 1 \end{bmatrix} \qquad (5.1)$$

wird die Konstante der Informationsvariablen (Skalar von Eins) separat ausgewiesen, gilt:

$$\mathbf{g}_t = \begin{bmatrix} \tilde{\mathbf{e}}_t^c \cdot 1 \\ \tilde{\mathbf{e}}_t^c \otimes \mathbf{z}_t \\ \tilde{\mathbf{e}}_t^u \\ \tilde{e}_{cwmt} \cdot 1 \\ \tilde{e}_{cwmt} \cdot \mathbf{z}_t \\ \tilde{e}_{uwmt} \end{bmatrix} \qquad \mathbf{g}_t = \begin{bmatrix} N \times 1 \\ N \times L \\ N \\ 1 \times 1 \\ 1 \times L \\ 1 \end{bmatrix} \qquad (5.2)$$

$\mathbf{g}_t$ = Vektor der Momentenbedingungen im Zeitpunkt t

$\tilde{\mathbf{e}}_t^c$ = N Vektor der Residuen für die N Titelgleichungen in Gleichung (1) im Zeitpunkt t

$\tilde{\mathbf{e}}_t^u$ = N Vektor der Residuen für die N Titelgleichungen in Gleichung (3) im Zeitpunkt t

$\mathbf{z}_{ct}$ = L Vektor der demeaned Informationsvariablen mit Konstante, für das Portfolio, im Zeitpunkt t

$\mathbf{z}_t$ = L Vektor der demeaned Informationsvariablen ohne Konstante, für den Titel j und für das Portfolio, im Zeitpunkt t

1 = Konstante der Informationsvariablen, für den Titel j und für das Portfolio

Als Nächstes bilden wir die Stichproben-Momentenbedingungen. Zur besseren Übersicht werden die Tilden auf den Residuen weggelassen. Die Stichproben-Momentenbedingungen lauten:

$$\mathbf{g} = \begin{bmatrix} \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{e}_t^c \otimes \mathbf{Z}_t \\ \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{e}_t^u \\ \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}e_{cwmt}\cdot \mathbf{z}_{ct} \\ \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}e_{uwmt} \end{bmatrix} \qquad \mathbf{g} = \begin{bmatrix} N \times L \\ N \\ 1 \times L \\ 1 \end{bmatrix} \tag{6.1}$$

wird die Konstante der Informationsvariablen (Skalar von Eins) separat ausgewiesen, gilt:

$$\mathbf{g} = \begin{bmatrix} \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{e}_t^c \cdot 1 \\ \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{e}_t^c \otimes \mathbf{z}_t \\ \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{e}_t^u \\ \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}e_{cwmt}\cdot 1 \\ \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}e_{cwmt}\cdot \mathbf{z}_t \\ \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}e_{uwmt} \end{bmatrix} \qquad \mathbf{g} = \begin{bmatrix} N \times 1 \\ N \times L \\ N \\ 1 \times 1 \\ 1 \times L \\ 1 \end{bmatrix} \tag{6.2}$$

$\mathbf{g}$ = Vektor der Stichproben-Momentenbedingungen

T = Anzahl zeitliche Beobachtungen der jeweiligen Stichprobe

Im Folgenden wird die Konstante der Informationsvariablen nicht mehr separat ausgewiesen, sondern im L Vektor der Informationsvariablen integriert. Das bedeutet, wir konzentrieren uns auf die Ausdrücke (5.1) und (6.1). Aus der Gleichung (5.1) bzw. (6.1) wird ersichtlich, dass der Vektor der Momentenbedingungen bzw. der Vektor der Stichproben-Momentenbedingungen die Dimension (NL + N + L + 1) x 1 besitzt, was dasselbe ist wie die Dimension (N + 1)(L + 1) x 1. Der Vektor der Stichproben-Momentenbedingungen resultiert aus dem Vektor der Momentenbedingungen wie folgt:

$$\mathbf{g} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{g}_t \qquad (7)$$

6.2 GMM Schätzfunktionen

Ausgangspunkt zur Bildung von GMM (Generalized Method of Moments) Schätzfunktionen ist folgende Gleichung:

$$J = \mathbf{g}'\mathbf{W}\mathbf{g} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{g}_t{}'\mathbf{W}_t\mathbf{g}_t \qquad (8)$$

$\mathbf{W}$ = Quadratische Matrix mit der Dimension (N + 1)(L + 1) x (N + 1)(L + 1)

$\mathbf{W}_t$ = Quadratische Matrix mit der Dimension (N + 1)(L + 1) x (N + 1)(L + 1) im Zeitpunkt t

Für die Berechnung eines Regressionsparameterschätzwertes benötigen wir eine Schätzfunktion (estimator). Werden die Daten aus der Stichprobe in die Schätzfunktion eingesetzt, errechnet die Schätzfunktion einen Schätzwert (estimate) für den Regressionsparameter. Die GMM Schätzfunktionen für die Regressionsparameter **b**, CWM und $\boldsymbol{\gamma}$ resultieren aus der Minimierung der quadratischen Funktion $\mathbf{g}'\mathbf{W}\mathbf{g}$, bzw. aus der Minimierung des Skalars J in der Gleichung (8). Der Skalar J entspricht einer linearen Kombination aus den Stichproben-Momentenbedingungen. Die Minimierung von J bedeutet, dass J nach jedem Regressionsparameter abgeleitet wird und diese partiellen Ableitungen gleich null gesetzt werden. Die gleich null gesetzten Gleichungen werden anschliessend nach den Regressionsparametern aufgelöst. Die so entstehenden Gleichungen werden untereinander eingesetzt und es resultiert für jeden Regressionsparameter eine GMM Schätzfunktion. Die GMM Schätzfunktionen für **b**, CWM und $\boldsymbol{\gamma}$ minimieren J.

Hansen (1982) zeigte, dass die GMM Schätzfunktion eines Regressionsparameters bei jeder Matrix W mit ausschliesslich positiven Elementen konsistent und asymptotisch normalverteilt ist. Der Begriff asymptotisch impliziert die Verwendung einer Stichprobe, deren Anzahl Beobachtungen gegen unendlich strebt. Eine Schätzfunktion nennt man erwartungstreu bzw. unverzerrt (unbiased), wenn der Erwartungswert der Wahrscheinlichkeitsverteilung der

Schätzfunktion dem wahren (unbekannten) Parameterwert entspricht. Strebt der Erwartungswert der asymptotischen Wahrscheinlichkeitsverteilung der Schätzfunktion bei gleichzeitig abnehmender Varianz dieser Verteilung gegen den wahren (unbekannten) Parameterwert, handelt es sich um eine konsistente Schätzfunktion. Die Varianz der asymptotischen Wahrscheinlichkeitsverteilung der Schätzfunktion wird auch als asymptotische Varianz der Schätzfunktion bezeichnet. Die Schätzfunktion ist effizient, wenn die Schätzfunktion sich konsistent verhält und ihre asymptotische Varianz kleiner ist als die jeweilige asymptotische Varianz aller anderen konsistenten Schätzfunktionen, vgl. Kennedy (1998). Der Erwartungswert und die Varianz beziehen sich auf die Wahrscheinlichkeitsverteilung der Schätzfunktion bzw. auf die Schätzfunktion, nicht auf den Schätzwert.

Des Weiteren zeigte Hansen (1982), dass die optimale Matrix W der inversen asymptotischen Varianz-Kovarianz-Matrix der Stichproben-Momentenbedingungen zu entsprechen hat.

$$\mathbf{W} = \mathrm{var}(\mathbf{g})^{-1} \qquad (9)$$

var (Vektor) = Varianz-Kovarianz-Matrix

Die Matrix W ist in dem Sinne optimal, dass sie innerhalb der Klasse der GMM Schätzfunktionen, die J minimieren, für effiziente GMM Schätzfunktionen sorgt. Das heisst, solche GMM Schätzfunktionen sind konsistent und besitzen zusätzlich die jeweilige niedrigste asymptotische Varianz. Die Idee, die hinter der optimalen Matrix W steckt, ist, dass die Stichproben-Momentenbedingungen mit hoher asymptotischer Varianz bzw. hoher asymptotischer Kovarianz weniger stark gewichtet werden. Dies wird durch die Inversion der asymptotischen Varianz-Kovarianz-Matrix erreicht.

6.3 Implementierung der optimalen Matrix W

Die Schwierigkeit beim Einsatz einer optimalen Matrix W ist, dass bevor die Schätzwerte für die Regressionsparameter ermittelt werden können, die asymptotische Varianz-Kovarianz-Matrix der Stichproben-Momentenbedingungen geschätzt werden muss, und bevor diese Varianz-Kovarianz-Matrix berechenbar wird, wiederum die Schätzwerte für die Regressionsparameter bekannt sein sollten. Die Lösung dieses Dilemmas erfolgt über eine iterative Vorgehensweise. Die dazugehörigen Schritte lauten wie folgt:

1. Die Schätzwerte für die Regressionsparameter resultieren aus der Minimierung von J. Die Elemente der dabei verwendeten Matrix W sind frei wählbar. Es wird beispielsweise mit einer Einheitsmatrix gerechnet. Die Hauptdiagonale einer Einheitsmatrix besteht aus Einsen, wobei die anderen Elemente alle gleich null sind.
2. Mit den Schätzwerten der Regressionsparameter aus dem ersten Schritt kann nun eine neue Matrix W definiert werden.
3. Mit der im zweiten Schritt gebildeten Matrix W werden neue Schätzwerte für die Regressionsparameter ermittelt.
4. Dieser iterative Prozess kann solange fortgeführt werden, bis ein bestimmtes Konvergenzkriterium bezüglich den Regressionsparameterschätzwerten erreicht ist.

6.4 Identifikation der GMM Schätzfunktion

Eine GMM Schätzfunktion, welche mit Instrumentalvariablen arbeitet, kann überidentifiziert, exakt identifiziert oder unteridentifiziert sein:

- Überidentifiziert, d.h. die Anzahl der Instrumentalvariablen (bzw. Orthogonalitätsbedingungen) ist grösser als die Anzahl der Regressionsvariablen (bzw. Regressionsparameter). Die Schätzfunktionen für die Regressionsparameter ergeben sich aus der Minimierung des Skalars J in der Gleichung (8).
- Exakt identifiziert, d.h. die Anzahl der Instrumentalvariablen ist gleich der Anzahl der Regressionsvariablen. Die Schätzfunktionen für die Regressionsparameter ergeben sich, indem jede Stichproben-Momentenbedingung bzw. der Vektor der Stichproben-Momentenbedingungen gleich null gesetzt wird, $\mathbf{g} = 0$. Es wird keine Matrix W benötigt. Ersetzt man die Instrumentalvariablen mit den jeweiligen Regressionsvariablen, entspricht $\mathbf{g} = 0$ den Normalengleichungen der OLS (Ordinary Least Squares) Schätzfunktionen.
- Unteridentifiziert, d.h. die Anzahl der Instrumentalvariablen ist kleiner als die Anzahl der Regressionsvariablen. Es existieren keine Schätzfunktionen für die Regressionsparameter.

Das GMM System ist mit (N + 1)(L + 1) Instrumentalvariablen und (N + 1)(L + 1) Regressionsvariablen exakt identifiziert. Das bedeutet, dass bei der Bestimmung der GMM Schätzfunktionen für **b**, CWM und **γ** der Vektor g gleich null gesetzt wird. Die jeweilige GMM Schätzfunktion reduziert sich somit auf eine Instrumentalvariablen (IV) Schätzfunktion. Sind zusätzlich die Instrumentalvariablen und die Regressionsvariablen identisch, reduziert sich die IV Schätzfunktion auf eine Ordinary Least Squares (OLS) Schätzfunktion. Bei der Schätzfunktion OLS gilt die Annahme, dass die Regressionsvariablen mit den Residuen nicht korreliert bzw. zu den Residuen orthogonal sind. Für die Schätzfunktionen IV und GMM wird die Annahme getroffen, dass keine Korrelation zwischen den Instrumentalvariablen und den Residuen vorliegt. Das hier vorliegende GMM System besetzt die Instrumentalvariablen mit den ursprünglichen Regressionsvariablen. Die GMM Schätzwerte für die Regressionsparameter **b**, CWM und **γ** können also mit OLS Schätzfunktionen ermittelt werden. Die Schätzfunktionen GMM und OLS schätzen in diesem Fall identische Regressionsparameterwerte aber mit unterschiedlichen Standard Errors.

6.5 Implementierung der GMM Schätzfunktionen

Die Schätzwerte für die Regressionsparameter des Vektors b_j in der Gleichung (1) werden mit Ordinary Least Squares (OLS) ermittelt. Dazu werden für sämtliche Titel im Portfolio die jeweiligen Titelrenditen $\tilde{r}_{jt}$ auf den Vektor Z_t regressiert. Der Erwartungswert der Titelrenditen $E(\tilde{r}_{jt})$ in Gleichung (3) resultiert für jeden Titel innerhalb des Portfolios aus dem Durchschnitt der jeweiligen Titelrenditen $\tilde{r}_{jt}$. Die portfoliospezifischen Regressionsparameterwerte für CWM und Vektor γ aus der Gleichung (2) werden ebenfalls mit OLS geschätzt. Hierfür wird der Term $\sum_{j=1}^{N}\left(\tilde{w}_{jt} - w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - \mathbf{b}_j{}'\mathbf{Z}_t\right)$ auf den Vektor z_{ct} regressiert. UWM in der Gleichung (4) ergibt sich aus dem Durchschnitt des Ausdrucks $\sum_{j=1}^{N}\left(\tilde{w}_{jt} - w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - E\left(\tilde{r}_{jt}\right)\right)$.

Die Multiplikation der beiden Klammerausdrücke in der Gleichung (2) und (4) des GMM Systems kann nicht normalverteilte Residuen verursachen. In der Gleichung (1) und (2) des GMM Systems kann auf $\mathbf{Z}_t$ bzw. auf $\mathbf{z}_t$ und CWM konditionierte Heteroskedastizität der Residuen auftreten. Die GMM Schätzfunktion hat im Gegensatz zur OLS Schätzfunktion den Vorteil, dass sie auch bei nicht normalverteilten, heteroskedastischen (unkonditioniert und konditioniert) oder autokorrelierten Residuen korrekte Standard Errors für die geschätzten

Regressionsparameter liefert. Korrekter Standard Error bedeutet hier, dass die Schätzfunktion in der Gruppe aller linearen und erwartungstreuen Schätzfunktionen den kleinsten Standard Error aufweist. Ohne korrekte Standard Errors im obigen Sinne erlaubt die t-Statistik keine Aussagen zur statistischen Signifikanz der geschätzten Regressionsparameter. Bei Korrelationen zwischen Regressionsvariablen und Residuen schätzt OLS sowohl die Regressionsparameter als auch die dazugehörigen Standard Errors nicht richtig. Mit GMM werden die Regressionsparameter und ihre Standard Errors auch unter diesem Umstand richtig geschätzt. Da GMM und OLS im vorliegenden Fall identische Schätzwerte für die Regressionsparameter ermitteln, werden nur die Standard Errors der geschätzten Regressionsparameter und nicht die geschätzten Regressionsparameter selbst mit GMM berechnet. Dies geschieht so in Gleichung (2). Weil die Gleichung (1) im Gegensatz zur Gleichung (2) einer unmodifizierten Regressionsgleichung entspricht, wie sie üblicherweise zur Anwendung kommt, treffen wir die Annahme, dass die OLS-Annahmen (vgl. Appendix 5.11) der normalverteilten, homoskedastischen (unkonditioniert und konditioniert), nicht autokorrelierten und nicht mit den Regressionsvariablen korrelierten Residuen gelten. Die Standard Errors der geschätzten Regressionsparameter in Gleichung (1) basieren deshalb nicht auf GMM sondern auf OLS. Die Standardabweichungen der Zufallsvariablen aus den Gleichungen (3) und (4) sind unabhängig von der Wahl der Schätzfunktion, OLS oder GMM. Der Begriff Standardabweichung bezieht sich auf die Schwankungsbreite einer Zufallsvariablen, wobei der Begriff Standard Error auf die Schwankungsbreite einer Funktion einer Zufallsvariablen Bezug nimmt. Das GMM System kombiniert die simultane Verwendung der Gleichungen (1), (2), (3) und (4) in Form eines Systems mit der Anwendung von OLS und GMM. Der innerhalb des GMM Systems simultane Einsatz der Gleichungen (2) und (4) erlaubt es, eine mögliche Korrelation zwischen UWM und CWM zu berücksichtigen. Der Standard Error für die Differenz zwischen UWM und CWM kann somit korrekt ermittelt werden.

6.6 Ermittlung der Standard Errors und Standardabweichungen

Die stufenlose Implementierung des kompletten GMM Systems zur Berechnung der Standard Errors und Standardabweichungen ist aufgrund der geringeren Anzahl von zeitlichen Beobachtungen relativ zu der Anzahl von Orthogonalitätsbedingungen, $T < (N + 1)(L + 1)$, nicht durchführbar. Um die Standard Errors und Standardabweichungen trotzdem ermitteln zu können, ist ein zweistufiges Vorgehen notwendig. Für die weiteren Schritte wird der zweite Term aus der Gleichung (4), das heisst $\sum_{j=1}^{N}\left(\tilde{w}_{jt} - w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - E\left(\tilde{r}_{jt}\right)\right)$, als $\tilde{r}^{*}_{Pt}$ geschrieben. Die lineare und block-triangulare Struktur des GMM Systems ermöglicht dessen Unterteilung in zwei verschiedene Stufen. Die erste Stufe repräsentiert die Titelebene und besteht aus den Gleichungen (1) und (3). Die zweite Stufe entspricht der Portfolioebene und beinhaltet die Gleichungen (2) und (4). Die Standardabweichung von $\tilde{r}^{*}_{Pt}$ (Portfolioebene) wird in Abhängigkeit der Standardabweichung von $\tilde{r}_{jt}$ (Titelebene) berechnet. Die Ermittlung der Standard Errors von $C\hat{W}M$ und $\hat{\boldsymbol{\gamma}}$ (Portfolioebene) erfolgt in Abhängigkeit der Standard Errors von $\hat{\mathbf{b}}_j$ (Titelebene). Die Tilden auf den Residuen wurden der besseren Übersicht wegen weggelassen. Auf der Portfolioebene wird die Konstante der Informationsvariablen (Skalar von Eins) separat ausgewiesen.

$$\mathbf{g} = \begin{bmatrix} \mathbf{g}_1 \\ \mathbf{g}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{g}_{1t} \\ \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{g}_{2t} \end{bmatrix} \qquad \text{GMM System} \qquad (10)$$

$$\mathbf{g}_{1t} = \begin{bmatrix} \mathbf{e}^c_t \otimes \mathbf{Z}_t \\ \mathbf{e}^u_t \end{bmatrix} \qquad \text{1. Stufe} \qquad (11)$$

$$\mathbf{g}_{2t} = \begin{bmatrix} e_{cwmt} \cdot 1 \\ e_{cwmt} \cdot \mathbf{z}_t \\ e_{uwmt} \end{bmatrix} \qquad \text{2. Stufe} \qquad (12)$$

$\mathbf{z}_t$ = L Vektor der Informationsvariablen ohne Konstante, für das Portfolio, im Zeitpunkt t

Das GMM System ist block-triangular in seinen Regressionsparametern. Das heisst, Vektor a ist abhängig von Vektor B, wobei Vektor B aber nicht abhängig von Vektor a ist. Die übliche Notation benutzt den fettgedruckten Grossbuchstaben für die Matrix und den fettgedruckten Kleinbuchstaben für den Vektor. Von dieser Notation wird hier ausnahmsweise abgesehen. Die Notation **B** ist keine Matrix sondern wie **a** ein Vektor.

Der Vektor g_1 ist eine Funktion vom wahren (unbekannten) Vektor B, das heisst:

$$\mathbf{g}_1 = \mathbf{g}_1(\mathbf{B}) \tag{13.1}$$

Der Vektor g_2 ist eine Funktion vom wahren (unbekannten) Vektor B und vom wahren (unbekannten) Vektor a, das heisst:

$$\mathbf{g}_2 = \mathbf{g}_2(\mathbf{B}, \mathbf{a}) \tag{13.2}$$

Der Vektor B besteht aus dem Vektor b und aus dem Vektor $E(\tilde{r}_t)$.

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} \mathbf{b} \\ E(\tilde{\mathbf{r}}_t) \end{bmatrix} \tag{14.1}$$

$\mathbf{b}$ = Vektor der wahren (unbekannten) Regressionsparameter (mit Konstanten) sämtlicher Titel im Portfolio

$E(\tilde{\mathbf{r}}_t)$ = Vektor der durchschnittlichen Renditen sämtlicher Titel im Portfolio

Der Vektor $\hat{B}$ besteht aus dem Vektor $\hat{b}$ und aus dem Vektor $\tilde{r}_t$.

$$\hat{\mathbf{B}} = \begin{bmatrix} \hat{\mathbf{b}} \\ \tilde{\mathbf{r}}_t \end{bmatrix} \tag{14.2}$$

$\hat{\mathbf{b}}$ = Vektor der geschätzten Regressionsparameter (mit Konstanten) sämtlicher Titel im Portfolio

$\tilde{\mathbf{r}}_t$ = Vektor der Renditen sämtlicher Titel im Portfolio

Der Vektor B_j besteht aus dem Vektor b_j und aus $E(\tilde{r}_{jt})$.

$$\mathbf{B}_j = \begin{bmatrix} \mathbf{b}_j \\ E(\tilde{r}_{jt}) \end{bmatrix} \tag{14.3}$$

$\mathbf{b}_j$ = Vektor der wahren (unbekannten) Regressionsparameter (mit Konstante) des Titels j

$E(\tilde{r}_{jt})$ = durchschnittliche Rendite des Titels j

Der Vektor $\hat{B}_j$ besteht aus dem Vektor $\hat{b}_j$ und aus $\tilde{r}_{jt}$.

$$\hat{\mathbf{B}}_j = \begin{bmatrix} \hat{\mathbf{b}}_j \\ \tilde{r}_{jt} \end{bmatrix} \tag{14.4}$$

$\hat{\mathbf{b}}_j$ = Vektor der geschätzten Regressionsparameter (mit Konstante) des Titels j

$\tilde{r}_{jt}$ = Rendite des Titels j

Der Vektor a besteht aus CWM, aus Vektor γ und aus UWM.

$$\mathbf{a} = \begin{bmatrix} CWM \\ \boldsymbol{\gamma} \\ UWM \end{bmatrix} \tag{15.1}$$

CWM = wahre (unbekannte) Regressionsparameterkonstante des Portfolios

$\boldsymbol{\gamma}$ = Vektor der wahren (unbekannten) Regressionsparameter (ohne Konstante) des Portfolios

UWM = Durchschnitt von $\sum_{j=1}^{N} \left(\tilde{w}_{jt} - w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - E\left(\tilde{r}_{jt}\right)\right)$, für das Portfolio

Der Vektor $\hat{a}$ besteht aus $C\hat{W}M$, aus Vektor $\hat{\boldsymbol{\gamma}}$ und aus $\tilde{r}^*_{Pt}$.

$$\hat{\mathbf{a}} = \begin{bmatrix} C\hat{W}M \\ \hat{\boldsymbol{\gamma}} \\ \tilde{r}^*_{Pt} \end{bmatrix} \tag{15.2}$$

$C\hat{W}M$ = geschätzte Regressionsparameterkonstante des Portfolios

$\hat{\boldsymbol{\gamma}}$ = Vektor der geschätzten Regressionsparameter (ohne Konstante) des Portfolios

$\tilde{r}^*_{Pt}$ = $\sum_{j=1}^{N} \left(\tilde{w}_{jt} - w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - E\left(\tilde{r}_{jt}\right)\right)$, für das Portfolio

Das Portfolio enthält zum Beispiel 2 Titel mit je 2 titelspezifischen Regressionsparametern (1 y-Achsenabschnittparameter und 1 Steigungsparameter), das heisst:

$$\mathbf{b} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{11} \\ b_{20} \\ b_{21} \end{bmatrix} \qquad \text{bzw.} \qquad \hat{\mathbf{b}} = \begin{bmatrix} \hat{b}_{10} \\ \hat{b}_{11} \\ \hat{b}_{20} \\ \hat{b}_{21} \end{bmatrix}$$

$$E(\tilde{\mathbf{r}}_t) = \begin{bmatrix} E(\tilde{r}_{1t}) \\ E(\tilde{r}_{2t}) \end{bmatrix} \qquad \text{bzw.} \qquad \tilde{\mathbf{r}}_t = \begin{bmatrix} \tilde{r}_{1t} \\ \tilde{r}_{2t} \end{bmatrix}$$

Das Portfolio enthält zum Beispiel 3 portfoliospezifische Regressionsparameter (1 y-Achsenabschnittparameter und 2 Steigungsparameter), das heisst:

$$CWM \qquad \text{bzw.} \qquad C\hat{W}M$$

$$\boldsymbol{\gamma} = \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix} \qquad \text{bzw.} \qquad \hat{\boldsymbol{\gamma}} = \begin{bmatrix} \hat{\gamma}_1 \\ \hat{\gamma}_2 \end{bmatrix}$$

$$UWM \qquad \text{bzw.} \qquad \tilde{r}_{Pt}^*$$

Das GMM System ist linear in seinen Regressionsparametern. Das bedeutet, dass die Regressionsparameter nicht mit sich selbst und/oder untereinander multipliziert, dividiert, quadriert, etc. sind. Die Regressionsparameter werden nur addiert oder subtrahiert. Der Begriff linear bezieht sich nicht auf die Regressionsvariablen im GMM System. Die einseitige und lineare Beziehung zwischen den zu schätzenden Regressionsparametern des Vektors B und des Vektors a lautet wie folgt:

$$\hat{\mathbf{a}} = \mathbf{d}_0 - \mathbf{d}\hat{\mathbf{B}} \tag{16}$$

$$\text{wobei} \quad \mathbf{d} = \begin{bmatrix} \left[\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right]^{-1}\left[\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(\tilde{\mathbf{w}}_t - \mathbf{w}_{t-1})' \otimes \mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right] & 0 \\ 0 & \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(\tilde{\mathbf{w}}_t - \mathbf{w}_{t-1})' \end{bmatrix} \tag{17}$$

$$\text{und} \quad \mathbf{d}_0 = \begin{bmatrix} \left[\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right]^{-1}\left[\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}(\tilde{\mathbf{w}}_t - \mathbf{w}_{t-1})'\tilde{\mathbf{r}}_t\right] \\ \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(\tilde{\mathbf{w}}_t - \mathbf{w}_{t-1})'\tilde{\mathbf{r}}_t \end{bmatrix} \tag{18}$$

$\tilde{\mathbf{w}}_t$ = N Vektor der Titelgewichte des Portfolios im Zeitpunkt t

$\mathbf{w}_{t-1}$ = N Vektor der Titelgewichte des Portfolios im Zeitpunkt t – 1

Die erste Stufe des GMM Systems beinhaltet für jeden Titel im Portfolio den Vektor $\hat{\mathbf{b}}_j$ und den Skalar $\tilde{r}_{jt}$. Der Vektor $\hat{\mathbf{b}}_j$ besteht aus den geschätzten Regressionsparametern der Informationsvariablen für den Titel j. Die Standard Errors dieser Regressionsparameter resultieren aus einer OLS, die für jeden Titel einzeln durchgeführt wird. Die Standardabweichung der Zufallsvariablen $\tilde{r}_{jt}$ wird ebenfalls pro Titel berechnet.

Die Standard Errors und die Standardabweichung für $\hat{\mathbf{B}}_j$ ergeben sich aus:

$$\text{var}(\hat{\mathbf{B}}_j) = E\left[\begin{pmatrix} \hat{\mathbf{b}}_j - \mathbf{b}_j \\ \tilde{r}_{jt} - E(\tilde{r}_{jt}) \end{pmatrix}\begin{pmatrix} \hat{\mathbf{b}}_j - \mathbf{b}_j \\ \tilde{r}_{jt} - E(\tilde{r}_{jt}) \end{pmatrix}'\right] \tag{19}$$

Die Standard Errors erklären die Streuung von $\hat{\mathbf{b}}_j$ um $\mathbf{b}_j$. Die Streuung von $\tilde{r}_{jt}$ um $E(\tilde{r}_{jt})$ wird durch die Standardabweichung gemessen. Die für jeden Titel im Portfolio geltende Gleichung (19) ist eine konsistente Schätzfunktion für die Varianz-Kovarianz-Matrix der geschätzten Regressionsparameter $\hat{\mathbf{b}}_j$ und der Zufallsvariablen $\tilde{r}_{jt}$ von der ersten Stufe des GMM Systems. Die Standard Errors für $\hat{\mathbf{b}}_j$ ergeben sich wie folgt:

$$\text{var}\left(\hat{\mathbf{b}}_j\right) = E\left[\left(\hat{\mathbf{b}}_j - \mathbf{b}_j\right)\left(\hat{\mathbf{b}}_j - \mathbf{b}_j\right)'\right] \tag{20.1}$$

$$\text{var}\left(\hat{\mathbf{b}}_j\right) = \sigma_j^2\left(\mathbf{X}'\mathbf{X}\right)^{-1} \tag{20.2}$$

$$\text{var}\left(\hat{\mathbf{b}}_j\right) = \hat{\sigma}_j^2\left(\mathbf{X}'\mathbf{X}\right)^{-1} \tag{20.3}$$

$$\text{var}\left(\hat{\mathbf{b}}_j\right) = E\left[(\tilde{\mathbf{e}}_j^c)'(\tilde{\mathbf{e}}_j^c)\right]\left(\mathbf{X}'\mathbf{X}\right)^{-1} \tag{20.4}$$

σ_j^2 = unbekannte (wahre) Varianz der Residuen für den Titel j

$\hat{\sigma}_j^2$ = geschätzte Varianz der Residuen für den Titel j

$\mathbf{X}$ = Matrix der Regressionsvariablen bzw. Informationsvariablen

Die titelspezifische Varianz der Residuen σ_j^2 bzw. $\hat{\sigma}_j^2$ ist ein Skalar. Für die Herleitung der Gleichung (20.4) siehe Appendix 5.7. Die Standardabweichung für $\tilde{r}_{jt}$ wird wie folgt berechnet:

$$\operatorname{var}(\tilde{r}_{jt}) = E\left[(\tilde{r}_{jt} - E(\tilde{r}_{jt}))(\tilde{r}_{jt} - E(\tilde{r}_{jt}))'\right] \tag{21.1}$$

$$\operatorname{var}(\tilde{r}_{jt}) = E\left[(\tilde{r}_{jt} - E(\tilde{r}_{jt}))^2\right] \tag{21.2}$$

$$\operatorname{var}(\tilde{r}_{jt}) = E\left[\tilde{e}_{jt}^{u\,2}\right] \tag{21.3}$$

Die Standard Errors und Standardabweichungen ergeben sich aus der Quadratwurzel der jeweiligen Varianzergebnisse.

Die Standard Errors des geschätzten Regressionsparameters $\hat{\mathbf{b}}_j$ aus der ersten Stufe basieren auf OLS und beeinflussen die auf GMM basierenden Standard Errors der geschätzten Regressionsparameter $C\hat{W}M$ und $\hat{\boldsymbol{\gamma}}$ in der zweiten Stufe. Ebenso beeinflusst die Standardabweichung der Zufallsvariablen $\tilde{r}_{jt}$ aus der ersten Stufe die Standardabweichung der Zufallsvariablen $\tilde{r}_{Pt}^*$ in der zweiten Stufe. Die zweite Stufe des GMM Systems bezieht sich auf das Portfolio und verfügt über den Skalar $C\hat{W}M$, den Vektor $\hat{\boldsymbol{\gamma}}$ und den Skalar $\tilde{r}_{Pt}^*$. $C\hat{W}M$ und der Vektor $\hat{\boldsymbol{\gamma}}$ repräsentieren die geschätzten Regressionsparameter auf der Portfolioebene. Die Standard Errors dieser Regressionsparameter basieren auf GMM Schätzfunktionen. Zur Erinnerung: GMM dient hier ausschliesslich der Berechnung der Standard Errors der geschätzten Regressionsparameter. Die Ermittlung der Schätzwerte für die Regressionsparameter auf der Titel- und Portfolioebene erfolgt mit OLS.

Die Standard Errors und die Standardabweichung für $\hat{\mathbf{a}}$ ergeben sich aus:

$$\operatorname{var}(\hat{\mathbf{a}}) = \left[T\left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}}\right)\operatorname{var}(\mathbf{g}_2)^{-1}\left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}}\right)'\right]^{-1} + \frac{1}{T}\mathbf{d}\operatorname{var}(\hat{\mathbf{B}})\mathbf{d}' \tag{22}$$

Die für das Portfolio geltende Gleichung (22) ist eine konsistente Schätzfunktion für die Varianz-Kovarianz-Matrix der geschätzten Regressionsparameter $C\hat{W}M$, $\hat{\boldsymbol{\gamma}}$ und der

Zufallsvariablen $\tilde{r}^{*}_{Pt}$ von der zweiten Stufe des GMM Systems. Für die Herleitung der Gleichung (22) siehe Appendix 5.8.

6.7 Appendix: Herleitung der OLS Standard Errors für die Regressionsparameter auf der Titelebene

Die Normalengleichungen für das OLS Schätzverfahren lauten (vgl. Johnston S. 71):

$$\mathbf{b} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} \tag{1}$$

b = Vektor der geschätzten Regressionsparameter mit der Dimension k = 1, …, K
X = Matrix der (unabhängigen) Regressionsvariablen mit der Dimension
(t = 1, …, T Beobachtungen) x (k = 1, …, K Regressionsparameter)

Die Regressionsgleichung für das OLS Schätzverfahren lautet:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \tag{2}$$

y = Vektor der abhängigen Variablen mit der Dimension t = 1, …, T
β = Vektor der wahren (unbekannten) Regressionsparameter mit der Dimension
k = 1, …, K
ε = Vektor der Residuen mit der Dimension t = 1, …, T
Xβ = Vektor mit der Dimension t = 1, …, T

(2) in (1) eingesetzt (vgl. Johnston S.87), ergibt:

$$\mathbf{b} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}) \tag{3.1}$$

$$\mathbf{b} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\varepsilon} \tag{3.2}$$

$$\mathbf{b} = \boldsymbol{\beta} + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\varepsilon} \tag{3.3}$$

$$\mathbf{b} - \boldsymbol{\beta} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\varepsilon} \tag{3.4}$$

Der Erwartungswert bezieht sich auf jede stochastische (zufällige) Variable, das heisst:

$$E(\mathbf{b} - \boldsymbol{\beta}) = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'E(\boldsymbol{\varepsilon}) \tag{3.5}$$

Da $E(\boldsymbol{\varepsilon}) = \mathbf{0}$ ist (vgl. Appendix 5.11), gilt:

$$E(\mathbf{b} - \boldsymbol{\beta}) = \mathbf{0} \tag{3.6}$$

$$E(\mathbf{b}) = E(\boldsymbol{\beta}) \tag{3.7}$$

$$E(\mathbf{b}) = \boldsymbol{\beta} \tag{3.8}$$

Die Gleichung (3.8) zeigt, dass die Erwartungswerte der geschätzten Regressionsparameter den jeweiligen wahren (unbekannten) Regressionsparametern entsprechen.

Die Varianz-Kovarianz-Matrix der geschätzten Regressionsparameter lautet:

$$\operatorname{var}(\mathbf{b}) = E\left[(\mathbf{b} - E(\mathbf{b}))(\mathbf{b} - E(\mathbf{b}))'\right] \tag{4.1}$$

(3.8) in (4.1) eingesetzt, ergibt:

$$\operatorname{var}(\mathbf{b}) = E\left[(\mathbf{b} - \boldsymbol{\beta})(\mathbf{b} - \boldsymbol{\beta})'\right] \tag{4.2}$$

(3.4) in (4.2) eingesetzt, ergibt:

$$\operatorname{var}(\mathbf{b}) = E\left[(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon}'\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\right] \tag{4.3}$$

$$\operatorname{var}(\mathbf{b}) = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'E(\boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon}')\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \tag{4.4}$$

Die Varianz-Kovarianz-Matrix der Residuen lautet (vgl. Appendix 5.11):

$$\operatorname{var}(\boldsymbol{\varepsilon}) = E(\boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon}') = \sigma^2\mathbf{I} \tag{5}$$

σ^2 = wahre (unbekannte) Varianz der Residuen

$\mathbf{I} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix}$ = Einheitsmatrix

$\sigma^2\mathbf{I}$ = Varianz-Kovarianz-Matrix der Residuen

(5) in (4.4) einsetzten, dabei kann **I** weggelassen werden.

$$\mathrm{var}(\mathbf{b}) = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\sigma^2\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \tag{6.1}$$

$$\mathrm{var}(\mathbf{b}) = \sigma^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \tag{6.2}$$

Der Ausdruck (6.2) ist eine k x k Matrix mit den Varianzen der geschätzten Regressionsparameter auf der Matrixhauptdiagonalen (k = Anzahl Regressionsparameter). Die Kovarianzen zwischen den geschätzten Regressionsparametern befinden sich oberhalb und unterhalb der Matrixhauptdiagonalen.

Die konstante wahre Varianz der Residuen (Skalar σ^2) ist nicht bekannt, sie muss deshalb geschätzt werden.

$$\mathrm{var}(\mathbf{b}) = \hat{\sigma}^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \tag{7.1}$$

$$\mathrm{var}(\mathbf{b}) = E(\boldsymbol{\varepsilon}'\boldsymbol{\varepsilon})(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \tag{7.2}$$

$$\mathrm{var}(\mathbf{b}) = \frac{1}{T-k}(\boldsymbol{\varepsilon}'\boldsymbol{\varepsilon})(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \tag{7.3}$$

Für die Herleitung der Gleichung (7.3) vgl. Johnston S. 89.

$\hat{\sigma}^2$ = geschätzte Varianz der Residuen
T = Anzahl Beobachtungen
k = Anzahl Regressionsparameter

Beispiel: Berechnung der Standard Errors für die geschätzten Regressionsparameter wenn k = 2 Regressionsparameter

$$\underset{(k \times k)}{\mathbf{X}'\mathbf{X}} = \underset{(k \times t)}{\begin{bmatrix} 1 & 1 & \cdots & 1 \\ x_1 & x_2 & \cdots & x_T \end{bmatrix}} \underset{(t \times k)}{\begin{bmatrix} 1 & x_1 \\ 1 & x_2 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & x_T \end{bmatrix}} = \underset{(k \times k)}{\begin{bmatrix} T & \sum_{t=1}^{T} x_t \\ \sum_{t=1}^{T} x_t & \sum_{t=1}^{T} x_t^2 \end{bmatrix}} \tag{A1}$$

$$\left(\mathbf{X}'\mathbf{X}\right)^{-1} = \frac{1}{D}\begin{bmatrix} \sum_{t=1}^{T} x_t^2 & -\sum_{t=1}^{T} x_t \\ -\sum_{t=1}^{T} x_t & T \end{bmatrix} \tag{A2}$$

D = Determinante von $\mathbf{X}'\mathbf{X}$

$$D = T\sum_{t=1}^{T} x_t^2 - \left(\sum_{t=1}^{T} x_t\right)^2 = T\sum_{t=1}^{T}\left(x_t - \overline{x}\right)^2 \tag{A3}$$

Beweis für Gleichung (A3)

$$\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(x_t - \overline{x}\right)^2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} x_t^2 - \left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} x_t\right)^2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} x_t^2 - \frac{1}{T^2}\left(\sum_{t=1}^{T} x_t\right)^2 \tag{A4}$$

Den ersten und den dritten Term des Ausdrucks (A4) mit T^2 multiplizieren.

$$\frac{T^2}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(x_t - \overline{x}\right)^2 = \frac{T^2}{T}\sum_{t=1}^{T} x_t^2 - \frac{T^2}{T^2}\left(\sum_{t=1}^{T} x_t\right)^2 \tag{A5}$$

$$T\sum_{t=1}^{T}\left(x_t - \overline{x}\right)^2 = T\sum_{t=1}^{T} x_t^2 - \left(\sum_{t=1}^{T} x_t\right)^2 \tag{A6}$$

Was zu zeigen war.

Aus $\operatorname{var}(\mathbf{b}) = \sigma^2\left(\mathbf{X}'\mathbf{X}\right)^{-1}$ ergibt sich:

$$\operatorname{var}(b_1) = \sigma^2\frac{1}{D}\sum_{t=1}^{T} x_t^2 = \frac{\sigma^2\sum_{t=1}^{T} x_t^2}{T\sum_{t=1}^{T}\left(x_t - \overline{x}\right)^2} \quad ; \; se(b_1) = \sqrt{\operatorname{var}(b_1)} \tag{B1}$$

$$\operatorname{var}(b_2) = \sigma^2\frac{1}{D}T = \frac{\sigma^2 T}{T\sum_{t=1}^{T}\left(x_t - \overline{x}\right)^2} = \frac{\sigma^2}{\sum_{t=1}^{T}\left(x_t - \overline{x}\right)^2} \quad ; \; se(b_2) = \sqrt{\operatorname{var}(b_2)} \tag{B2}$$

$$\operatorname{cov}(b_1, b_2) = \sigma^2 \frac{1}{D}\left(-\sum_{t=1}^{T} x_t\right) = \frac{\sigma^2\left(-\sum_{t=1}^{T} x_t\right)}{T\sum_{t=1}^{T}(x_t - \bar{x})^2} = \frac{\sigma^2(-\bar{x})}{\sum_{t=1}^{T}(x_t - \bar{x})^2} \qquad \text{(B3)}$$

var (Vektor)	= Varianz-Kovarianz-Matrix
var (Skalar)	= Varianz
cov (Skalar)	= Kovarianz
se (Skalar)	= Standard Error
b_1	= geschätzter Regressionsparameter (y-Achsenabschnittparameter)
b_2	= geschätzter Regressionsparameter (Steigungsparameter)

Die Quadratwurzel der Varianz von b_1 bzw. b_2 ergibt den Standard Error für b_1 bzw. b_2. Zur Vervollständigung wird die Kovarianz zwischen b_1 und b_2 ebenfalls erwähnt.

6.8 Appendix: Herleitung der GMM Standard Errors für die Regressionsparameter auf der Portfolioebene

Die Standard Errors für die OLS Regressionsparameter auf der Portfolioebene basieren auf dem GMM Schätzverfahren. Bei GMM gilt:

$$\sqrt{T}\left(\hat{\boldsymbol{\theta}}\left(\hat{\mathbf{W}}\right)-\boldsymbol{\theta}\right)\rightarrow N\left(\mathbf{0},\hat{\mathbf{V}}\right) \tag{1}$$

T = Anzahl Beobachtungen

$\hat{\boldsymbol{\theta}}\left(\hat{\mathbf{W}}\right)$ = geschätzte Regressionsparameter

$\hat{\mathbf{W}}$ = geschätzte optimale Matrix

$\boldsymbol{\theta}$ = wahre (unbekannte) Regressionsparameter

$\hat{\mathbf{V}}$ = Varianz-Kovarianz-Matrix der geschätzten Regressionsparameter

Der Ausdruck (1) wird mit $1/\sqrt{T}$ multipliziert:

$$\frac{1}{\sqrt{T}}\sqrt{T}\left(\hat{\boldsymbol{\theta}}\left(\hat{\mathbf{W}}\right)-\boldsymbol{\theta}\right)\rightarrow N\left(\frac{1}{\sqrt{T}}\mathbf{0},\frac{1}{\sqrt{T}}\frac{1}{\sqrt{T}}\hat{\mathbf{V}}\right) \tag{2.1}$$

$$\left(\hat{\boldsymbol{\theta}}\left(\hat{\mathbf{W}}\right)-\boldsymbol{\theta}\right)\rightarrow N\left(\mathbf{0},\frac{1}{T}\hat{\mathbf{V}}\right) \tag{2.2}$$

$\boldsymbol{\theta}$ ist konstant und somit irrelevant für $\hat{\mathbf{V}}$, das heisst:

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}\left(\hat{\mathbf{W}}\right)\rightarrow N\left(\boldsymbol{\theta},\frac{1}{T}\hat{\mathbf{V}}\right) \tag{2.3}$$

Die GMM Schätzfunktionen sind asymptotisch normalverteilt. Mit Hilfe der Regressionsparameter $\hat{\boldsymbol{\theta}}\left(\hat{\mathbf{W}}\right)$ schätzen wir die wahren (unbekannten) Regressionsparameter $\boldsymbol{\theta}$. Die geschätzten bzw. wahren (unbekannten) Regressionsparameter beinhalten jeweils zwei Vektoren:

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}\left(\hat{\mathbf{W}}\right)=\begin{bmatrix}\hat{\mathbf{B}}\\ \hat{\mathbf{a}}\end{bmatrix} \quad \text{bzw.} \quad \boldsymbol{\theta}=\begin{bmatrix}\mathbf{B}\\ \mathbf{a}\end{bmatrix} \tag{3}$$

$\hat{\mathbf{B}}$ = geschätzte Regressionsparameter auf der Titelebene

$\hat{\mathbf{a}}$ = geschätzte Regressionsparameter auf der Portfolioebene

$\mathbf{B}$ = wahre (unbekannte) Regressionsparameter auf der Titelebene

$\mathbf{a}$ = wahre (unbekannte) Regressionsparameter auf der Portfolioebene

Unter der Annahme, dass die GMM Schätzfunktionen eine optimale Matrix W verwenden (vgl. Johnston S. 336), gilt:

$$\hat{\mathbf{V}} = \left(\hat{\mathbf{D}}'\hat{\mathbf{S}}^{-1}\hat{\mathbf{D}}\right)^{-1} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(\hat{\mathbf{D}}'_t\,\hat{\mathbf{S}}_t^{-1}\hat{\mathbf{D}}_t\right)^{-1} \qquad (4)$$

Das GMM System ist block-triangular in seinen Regressionsparametern. Das heisst, Vektor a ist abhängig von Vektor B, wobei Vektor B aber nicht abhängig von Vektor a ist. Oder anders ausgedrückt:

$$\mathbf{g} = \begin{bmatrix} \mathbf{g}_1(\mathbf{B}) \\ \mathbf{g}_2(\mathbf{B},\mathbf{a}) \end{bmatrix} \qquad (5)$$

Vektor g ist abhängig von Vektor g_1 und Vektor g_2. Vektor g_1 ist abhängig von Vektor B. Vektor g_2 ist abhängig von Vektor B und Vektor a.

Der Nullvektor in der Matrix $\hat{D}$ bzw. $\hat{D}'$ ergibt sich, weil $\mathbf{g}_1$ nicht von $\mathbf{a}$ abhängt. Die Matrix $\hat{D}$ lautet:

$$\hat{\mathbf{D}} = \frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \boldsymbol{\theta}'} = \left(\frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \boldsymbol{\theta}}\right)' = \begin{bmatrix} \dfrac{\partial \mathbf{g}_1}{\partial \mathbf{B}'} & \dfrac{\partial \mathbf{g}_1}{\partial \mathbf{a}'} \\ \dfrac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{B}'} & \dfrac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}'} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \dfrac{\partial \mathbf{g}_1}{\partial \mathbf{B}'} & \mathbf{0} \\ \dfrac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{B}'} & \dfrac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}'} \end{bmatrix} \qquad (6.1)$$

Die Matrix $\hat{D}'$ lautet:

$$\hat{\mathbf{D}}' = \left(\frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \boldsymbol{\theta}'}\right)' = \frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \boldsymbol{\theta}} = \begin{bmatrix} \dfrac{\partial \mathbf{g}_1}{\partial \mathbf{B}'} & \dfrac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{B}'} \\ \dfrac{\partial \mathbf{g}_1}{\partial \mathbf{a}'} & \dfrac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}'} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \dfrac{\partial \mathbf{g}_1}{\partial \mathbf{B}'} & \dfrac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{B}'} \\ \mathbf{0} & \dfrac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}'} \end{bmatrix} \qquad (6.2)$$

Die optimale Matrix W resultiert aus der inversen asymptotischen Varianz-Kovarianz-Matrix der Stichproben-Momentenbedingungen. Die geschätzte asymptotische Varianz-Kovarianz-Matrix der Stichproben-Momentenbedingungen wird mit $\hat{\mathbf{S}}$ gekennzeichnet und lautet:

$$\hat{\mathbf{S}} = \mathrm{var}(\mathbf{g}) \tag{7.1}$$

$$\hat{\mathbf{S}} = \mathbf{gg}' = \begin{bmatrix} \mathbf{g}_1 \\ \mathbf{g}_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{g}_1 \\ \mathbf{g}_2 \end{bmatrix}' = \begin{bmatrix} \mathbf{g}_1\mathbf{g}'_1 & \mathbf{g}_1\mathbf{g}'_2 \\ \mathbf{g}_2\mathbf{g}'_1 & \mathbf{g}_2\mathbf{g}'_2 \end{bmatrix} \tag{7.2}$$

$$\hat{\mathbf{S}} = \begin{bmatrix} \mathrm{var}(\mathbf{g}_1) & \mathrm{cov}(\mathbf{g}_1, \mathbf{g}_2) \\ \mathrm{cov}(\mathbf{g}_1, \mathbf{g}_2)' & \mathrm{var}(\mathbf{g}_2) \end{bmatrix} \tag{7.3}$$

var (Vektor) = Varianz-Kovarianz-Matrix

cov (Vektor) = Kovarianz-Matrix

Unter der Annahme, dass auf der Portfolioebene die Residuen heteroskedastisch aber nicht autokorreliert sind, kann die geschätzte asymptotische Kovarianz-Matrix von $\mathbf{g}_1$ und $\mathbf{g}_2$ gleich null gesetzt werden. Die Matrix W bleibt dabei optimal. Die Gleichung (7.3) wird somit zu:

$$\hat{\mathbf{S}} = \begin{bmatrix} \mathrm{var}(\mathbf{g}_1) & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathrm{var}(\mathbf{g}_2) \end{bmatrix} \tag{8}$$

Die Matrix $\hat{S}$ wird invertiert (vgl. Johnston S. 468):

$$\hat{\mathbf{S}}^{-1} = \begin{bmatrix} \mathrm{var}(\mathbf{g}_1)^{-1} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathrm{var}(\mathbf{g}_2)^{-1} \end{bmatrix} \tag{9}$$

Exkurs Beginn: Beweisführung zur Matrixinvertierung

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}$$

$$A^{-1} = \frac{1}{D} \begin{bmatrix} a_{22} & -a_{12} \\ -a_{21} & a_{11} \end{bmatrix} = \frac{1}{a_{11}a_{22} - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} a_{22} & -a_{12} \\ -a_{21} & a_{11} \end{bmatrix}$$

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ 0 & a_{22} \end{bmatrix}$$

$$A^{-1} = \frac{1}{a_{11}a_{22} - 0 \cdot 0} \begin{bmatrix} a_{22} & 0 \\ 0 & a_{11} \end{bmatrix}$$

$$A^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{a_{22}}{a_{11}a_{22}} & 0 \\ 0 & \frac{a_{11}}{a_{11}a_{22}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{a_{11}} & 0 \\ 0 & \frac{1}{a_{22}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}^{-1} & 0 \\ 0 & a_{22}^{-1} \end{bmatrix}$$

Was zu zeigen war. Exkurs Ende.

Mit den Gleichungen (6.2), (9) und (6.1) lässt sich der Ausdruck $\hat{\mathbf{D}}'\hat{\mathbf{S}}^{-1}\hat{\mathbf{D}}$ ermitteln:

$$\hat{\mathbf{D}}'\hat{\mathbf{S}}^{-1}\hat{\mathbf{D}} = \begin{bmatrix} \frac{\partial \mathbf{g}_1}{\partial \mathbf{B}'} & \frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{B}'} \\ \mathbf{0} & \frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}'} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \operatorname{var}(\mathbf{g}_1)^{-1} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \operatorname{var}(\mathbf{g}_2)^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{\partial \mathbf{g}_1}{\partial \mathbf{B}'} & \mathbf{0} \\ \frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{B}'} & \frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}'} \end{bmatrix} \tag{10.1}$$

$$\hat{\mathbf{D}}'\hat{\mathbf{S}}^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{\partial \mathbf{g}_1}{\partial \mathbf{B}'} & \frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{B}'} \\ \mathbf{0} & \frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}'} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \operatorname{var}(\mathbf{g}_1)^{-1} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \operatorname{var}(\mathbf{g}_2)^{-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \left(\frac{\partial \mathbf{g}_1}{\partial \mathbf{B}'}\right)' \operatorname{var}(\mathbf{g}_1)^{-1} & \left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{B}'}\right)' \operatorname{var}(\mathbf{g}_2)^{-1} \\ \mathbf{0} & \left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}'}\right)' \operatorname{var}(\mathbf{g}_2)^{-1} \end{bmatrix} \tag{10.2}$$

$$\left(\hat{\mathbf{D}}'\hat{\mathbf{S}}^{-1}\right)\hat{\mathbf{D}} = \begin{bmatrix} \left(\frac{\partial \mathbf{g}_1}{\partial \mathbf{B}'}\right)' \operatorname{var}(\mathbf{g}_1)^{-1} & \left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{B}'}\right)' \operatorname{var}(\mathbf{g}_2)^{-1} \\ \mathbf{0} & \left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}'}\right)' \operatorname{var}(\mathbf{g}_2)^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{\partial \mathbf{g}_1}{\partial \mathbf{B}'} & \mathbf{0} \\ \frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{B}'} & \frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}'} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{A} & \mathbf{B} \\ \mathbf{B}' & \mathbf{C} \end{bmatrix} \tag{10.3}$$

$$\mathbf{A} = \left(\frac{\partial \mathbf{g}_1}{\partial \mathbf{B}'}\right)' \operatorname{var}(\mathbf{g}_1)^{-1} \left(\frac{\partial \mathbf{g}_1}{\partial \mathbf{B}'}\right) + \left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{B}'}\right)' \operatorname{var}(\mathbf{g}_2)^{-1} \left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{B}'}\right) \tag{11.1}$$

$$\mathbf{B} = \left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{B}'}\right)' \operatorname{var}(\mathbf{g}_2)^{-1} \left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}'}\right) \tag{11.2}$$

$$\mathbf{B}' = \left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}'}\right)' \operatorname{var}(\mathbf{g}_2)^{-1} \left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{B}'}\right) \tag{11.3}$$

$$\mathbf{C} = \left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}'}\right)' \operatorname{var}(\mathbf{g}_2)^{-1} \left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}'}\right) \tag{11.4}$$

Für die Ableitungsterme in den Gleichungen (11.1) bis und mit (11.4) sind alternative Notationen möglich. Beispielsweise die Gleichung (11.4) lässt sich auch schreiben als:

$$\mathbf{C} = \left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}}\right) \operatorname{var}(\mathbf{g}_2)^{-1} \left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}}\right)' \tag{11.5}$$

Die Gleichungen (11.1), (11.2) und (11.3), für die Matrizen A, B und B transponiert, sind für die weiteren Berechnungen irrelevant.

Unter der Berücksichtigung von Gleichung (3) bzw. $\hat{\boldsymbol{\theta}}(\hat{\mathbf{W}}) = \begin{bmatrix} \hat{\mathbf{B}} \\ \hat{\mathbf{a}} \end{bmatrix}$ ergibt sich die Varianz-Kovarianz-Matrix von $\hat{\boldsymbol{\theta}}(\hat{\mathbf{W}})$ wie folgt:

$$\operatorname{var}\left(\hat{\boldsymbol{\theta}}(\hat{\mathbf{W}})\right) = \begin{bmatrix} \hat{\mathbf{B}} \\ \hat{\mathbf{a}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\mathbf{B}} \\ \hat{\mathbf{a}} \end{bmatrix}' = \begin{bmatrix} \operatorname{var}(\hat{\mathbf{B}}) & \operatorname{cov}(\hat{\mathbf{B}}, \hat{\mathbf{a}}) \\ \operatorname{cov}(\hat{\mathbf{B}}, \hat{\mathbf{a}})' & \operatorname{var}(\hat{\mathbf{a}}) \end{bmatrix} \tag{12.1}$$

var (Vektor) = Varianz-Kovarianz-Matrix
cov (Vektor) = Kovarianz-Matrix

Aus dem Ausdruck (2.3) bzw. $\hat{\boldsymbol{\theta}}(\hat{\mathbf{W}}) \rightarrow N\left(\boldsymbol{\theta}, \frac{1}{T}\hat{\mathbf{V}}\right)$ entnehmen wir, dass:

$$\operatorname{var}\left(\hat{\boldsymbol{\theta}}(\hat{\mathbf{W}})\right) = \frac{1}{T}\hat{\mathbf{V}} \tag{12.2}$$

Die Gleichung (4) bzw. $\hat{\mathbf{V}} = \left(\hat{\mathbf{D}}'\hat{\mathbf{S}}^{-1}\hat{\mathbf{D}}\right)^{-1}$ wird in (12.2) eingesetzt.

$$\operatorname{var}\left(\hat{\boldsymbol{\theta}}(\hat{\mathbf{W}})\right) = \frac{1}{T}\left(\hat{\mathbf{D}}'\hat{\mathbf{S}}^{-1}\hat{\mathbf{D}}\right)^{-1} \tag{12.3}$$

Den Ausdruck $\frac{1}{T}$ lassen wir im Folgenden der besseren Übersicht wegen weg.

Der Ausdruck $\hat{\mathbf{D}}'\hat{\mathbf{S}}^{-1}\hat{\mathbf{D}}$ wird nun invertiert. (12.1) mit (12.3) gleichgesetzt, ergibt:

$$\begin{bmatrix} \mathrm{var}(\hat{\mathbf{B}}) & \mathrm{cov}(\hat{\mathbf{B}},\hat{\mathbf{a}}) \\ \mathrm{cov}(\hat{\mathbf{B}},\hat{\mathbf{a}})' & \mathrm{var}(\hat{\mathbf{a}}) \end{bmatrix} = \left(\hat{\mathbf{D}}'\hat{\mathbf{S}}^{-1}\hat{\mathbf{D}}\right)^{-1} \tag{12.4}$$

$$\begin{bmatrix} \mathrm{var}(\hat{\mathbf{B}}) & \mathrm{cov}(\hat{\mathbf{B}},\hat{\mathbf{a}}) \\ \mathrm{cov}(\hat{\mathbf{B}},\hat{\mathbf{a}})' & \mathrm{var}(\hat{\mathbf{a}}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{A} & \mathbf{B} \\ \mathbf{B}' & \mathbf{C} \end{bmatrix}^{-1} \tag{12.5}$$

$$\begin{bmatrix} \mathrm{var}(\hat{\mathbf{B}}) & \mathrm{cov}(\hat{\mathbf{B}},\hat{\mathbf{a}}) \\ \mathrm{cov}(\hat{\mathbf{B}},\hat{\mathbf{a}})' & \mathrm{var}(\hat{\mathbf{a}}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \left(\mathbf{A}-\mathbf{B}\mathbf{C}^{-1}\mathbf{B}'\right)^{-1} & -\mathbf{D}\mathbf{B}\mathbf{C}^{-1} \\ -\mathbf{C}^{-1}\mathbf{B}'\mathbf{D} & \mathbf{C}^{-1}+\mathbf{C}^{-1}\mathbf{B}'\mathbf{D}\mathbf{B}\mathbf{C}^{-1} \end{bmatrix} \tag{12.6}$$

Wobei $\mathbf{D} = \left(\mathbf{A}-\mathbf{B}\mathbf{C}^{-1}\mathbf{B}'\right)^{-1}$ ist. $\hat{\mathbf{D}}'$ bzw. $\hat{\mathbf{D}}$ hat nichts mit $\mathbf{D}$ zu tun. Gleichung (12.5) folgt aus Gleichung (10.3). Der Schritt von (12.5) zu (12.6) ergibt sich durch die Anwendung der Formel für die Inversion partitionierter Matrizen (vgl. Magnus S.11). Der Vergleich der Matrixelemente zwischen der linken und rechten Seite der Gleichung (12.6) führt zu:

$$\mathrm{var}(\hat{\mathbf{B}}) = \left(\mathbf{A}-\mathbf{B}\mathbf{C}^{-1}\mathbf{B}'\right)^{-1} = \mathbf{D} \tag{13.1}$$

$$\mathrm{cov}(\hat{\mathbf{B}},\hat{\mathbf{a}}) = -\mathbf{D}\mathbf{B}\mathbf{C}^{-1} \qquad \text{bzw.} \qquad -\mathrm{cov}(\hat{\mathbf{B}},\hat{\mathbf{a}}) = \mathbf{D}\mathbf{B}\mathbf{C}^{-1} \tag{13.2}$$

$$\mathrm{cov}(\hat{\mathbf{B}},\hat{\mathbf{a}})' = -\mathbf{C}^{-1}\mathbf{B}'\mathbf{D} \qquad \text{bzw.} \qquad -\mathrm{cov}(\hat{\mathbf{B}},\hat{\mathbf{a}})' = \mathbf{C}^{-1}\mathbf{B}'\mathbf{D} \tag{13.3}$$

$$\mathrm{var}(\hat{\mathbf{a}}) = \mathbf{C}^{-1} + \mathbf{C}^{-1}\mathbf{B}'\mathbf{D}\mathbf{B}\mathbf{C}^{-1} \tag{13.4}$$

Gesucht werden die Standard Errors der geschätzten Regressionsparameter aus dem Vektor â, deshalb wird die Gleichung (13.4) weiter verfolgt. Der Ausdruck $\left(\mathbf{D}^{-1}\mathbf{D}\right)$ wird in (13.4) eingesetzt.

$$\mathrm{var}(\hat{\mathbf{a}}) = \mathbf{C}^{-1} + \mathbf{C}^{-1}\mathbf{B}'\mathbf{D}\left(\mathbf{D}^{-1}\mathbf{D}\right)\mathbf{B}\mathbf{C}^{-1} \tag{14.1}$$

$$\mathrm{var}(\hat{\mathbf{a}}) = \mathbf{C}^{-1} + \left(\mathbf{C}^{-1}\mathbf{B}'\mathbf{D}\right)\mathbf{D}^{-1}\left(\mathbf{D}\mathbf{B}\mathbf{C}^{-1}\right) \tag{14.2}$$

(13.2) und (13.3) in (14.2) eingesetzt, ergibt:

$$\mathrm{var}(\hat{\mathbf{a}}) = \mathbf{C}^{-1} + \left(-\mathrm{cov}(\hat{\mathbf{B}},\hat{\mathbf{a}})'\right)\mathbf{D}^{-1}\left(-\mathrm{cov}(\hat{\mathbf{B}},\hat{\mathbf{a}})\right) \tag{14.3}$$

Es gilt die einseitige und lineare Beziehung $\hat{\mathbf{a}} = \mathbf{d}_0 - \mathbf{d}\hat{\mathbf{B}}$ zwischen den geschätzten Regressionsparametern. Das bedeutet:

$$\operatorname{cov}\left(\hat{\mathbf{B}}, \hat{\mathbf{a}}\right) = \operatorname{cov}\left(\hat{\mathbf{B}}, \mathbf{d}_0 - \mathbf{d}\hat{\mathbf{B}}\right) \tag{15.1}$$

Die beiden Vektoren d_0 und $\hat{B}$ sind nicht durch Multiplikation miteinander verbunden. Der Vektor d_0 hat somit keinen Einfluss auf die Kovarianz aus der Gleichung (15.1).

$$\operatorname{cov}\left(\hat{\mathbf{B}}, \hat{\mathbf{a}}\right) = \operatorname{cov}\left(\hat{\mathbf{B}}, -\mathbf{d}\hat{\mathbf{B}}\right) \tag{15.2}$$

$$\operatorname{cov}\left(\hat{\mathbf{B}}, \hat{\mathbf{a}}\right) = -\operatorname{var}\left(\hat{\mathbf{B}}\right)\mathbf{d}' \qquad \text{bzw.} \qquad -\operatorname{cov}\left(\hat{\mathbf{B}}, \hat{\mathbf{a}}\right) = \operatorname{var}\left(\hat{\mathbf{B}}\right)\mathbf{d}' \tag{15.3}$$

$$\operatorname{cov}\left(\hat{\mathbf{B}}, \hat{\mathbf{a}}\right)' = -\mathbf{d}\operatorname{var}\left(\hat{\mathbf{B}}\right) \qquad \text{bzw.} \qquad -\operatorname{cov}\left(\hat{\mathbf{B}}, \hat{\mathbf{a}}\right)' = \mathbf{d}\operatorname{var}\left(\hat{\mathbf{B}}\right) \tag{15.4}$$

Die Gleichung (13.1) wird invertiert.

$$\operatorname{var}\left(\hat{\mathbf{B}}\right)^{-1} = \left(\mathbf{A} - \mathbf{B}\mathbf{C}^{-1}\mathbf{B}'\right) = \mathbf{D}^{-1} \tag{16.1}$$

(16.1) in (14.3) einsetzen.

$$\operatorname{var}\left(\hat{\mathbf{a}}\right) = \mathbf{C}^{-1} + \left(-\operatorname{cov}\left(\hat{\mathbf{B}}, \hat{\mathbf{a}}\right)'\right)\operatorname{var}\left(\hat{\mathbf{B}}\right)^{-1}\left(-\operatorname{cov}\left(\hat{\mathbf{B}}, \hat{\mathbf{a}}\right)\right) \tag{16.2}$$

(15.3) und (15.4) in (16.2) einsetzen.

$$\operatorname{var}\left(\hat{\mathbf{a}}\right) = \mathbf{C}^{-1} + \mathbf{d}\operatorname{var}\left(\hat{\mathbf{B}}\right)\operatorname{var}\left(\hat{\mathbf{B}}\right)^{-1}\operatorname{var}\left(\hat{\mathbf{B}}\right)\mathbf{d}' \tag{17.1}$$

$$\operatorname{var}\left(\hat{\mathbf{a}}\right) = \mathbf{C}^{-1} + \mathbf{d}\operatorname{var}\left(\hat{\mathbf{B}}\right)\mathbf{d}' \tag{17.2}$$

Die Gleichung (11.5) wird invertiert.

$$\mathbf{C}^{-1} = \left[\left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}}\right)\operatorname{var}\left(\mathbf{g}_2\right)^{-1}\left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}}\right)'\right]^{-1} \tag{18}$$

(18) in (17.2) einsetzen.

$$\mathrm{var}(\hat{\mathbf{a}}) = \left[\left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}} \right) \mathrm{var}(\mathbf{g}_2)^{-1} \left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}} \right)' \right]^{-1} + \mathbf{d}\,\mathrm{var}(\hat{\mathbf{B}})\mathbf{d}' \tag{19}$$

Der Term $\mathrm{var}(\hat{\mathbf{a}})$ bzw. die Standard Errors von $\hat{\mathbf{a}}$ basieren auf GMM. Der Term $\mathrm{var}(\hat{\mathbf{B}})$ bzw. die Standard Errors von $\hat{\mathbf{B}}$ basieren auf OLS.

Die Gleichung (12.4) lautet $\begin{bmatrix} \mathrm{var}(\hat{\mathbf{B}}) & \mathrm{cov}(\hat{\mathbf{B}},\hat{\mathbf{a}}) \\ \mathrm{cov}(\hat{\mathbf{B}},\hat{\mathbf{a}})' & \mathrm{var}(\hat{\mathbf{a}}) \end{bmatrix} = \left(\hat{\mathbf{D}}'\hat{\mathbf{S}}^{-1}\hat{\mathbf{D}}\right)^{-1}$. Der weggelassene Ausdruck $\frac{1}{T}$ wird nun wieder berücksichtigt. Dies bedeutet Gleichung (12.4) wird zu:

$$\begin{bmatrix} \mathrm{var}(\hat{\mathbf{B}}) & \mathrm{cov}(\hat{\mathbf{B}},\hat{\mathbf{a}}) \\ \mathrm{cov}(\hat{\mathbf{B}},\hat{\mathbf{a}})' & \mathrm{var}(\hat{\mathbf{a}}) \end{bmatrix} = \frac{1}{T}\left(\hat{\mathbf{D}}'\hat{\mathbf{S}}^{-1}\hat{\mathbf{D}}\right)^{-1} \tag{20.1}$$

bzw.

$$T\begin{bmatrix} \mathrm{var}(\hat{\mathbf{B}}) & \mathrm{cov}(\hat{\mathbf{B}},\hat{\mathbf{a}}) \\ \mathrm{cov}(\hat{\mathbf{B}},\hat{\mathbf{a}})' & \mathrm{var}(\hat{\mathbf{a}}) \end{bmatrix} = \left(\hat{\mathbf{D}}'\hat{\mathbf{S}}^{-1}\hat{\mathbf{D}}\right)^{-1} \tag{20.2}$$

Die Gleichung (19) lautet somit:

$$T\,\mathrm{var}(\hat{\mathbf{a}}) = \left[\left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}} \right) \mathrm{var}(\mathbf{g}_2)^{-1} \left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}} \right)' \right]^{-1} + \mathbf{d}\,\mathrm{var}(\hat{\mathbf{B}})\mathbf{d}' \tag{21}$$

bzw.

$$\mathrm{var}(\hat{\mathbf{a}}) = \left[T\left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}} \right) \mathrm{var}(\mathbf{g}_2)^{-1} \left(\frac{\partial \mathbf{g}_2}{\partial \mathbf{a}} \right)' \right]^{-1} + \frac{1}{T}\mathbf{d}\,\mathrm{var}(\hat{\mathbf{B}})\mathbf{d}' \tag{22}$$

Was zu beweisen war.

6.9 Appendix: Herleitung des linearen Zusammenhangs zwischen den Regressionsparametern

Der lineare Zusammenhang zwischen den Regressionsparametern $\hat{\mathbf{B}}$ aus der ersten Stufe des GMM Systems und den Regressionsparametern $\hat{\mathbf{a}}$ aus der zweiten Stufe des GMM Systems wird hier hergeleitet. Der lineare Zusammenhang lautet $\hat{\mathbf{a}} = \mathbf{d}_0 - \mathbf{d}\hat{\mathbf{B}}$. Ausgangspunkt der Herleitung sind die Stichproben-Momentenbedingungen der zweiten Stufe.

$$\mathbf{g}_2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{g}_{2t} = \mathbf{0} \tag{1}$$

$$\mathbf{g}_2 = \begin{bmatrix} \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\tilde{e}_{cwmt}\cdot 1 \\ \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\tilde{e}_{cwmt}\cdot \mathbf{z}_t \\ \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\tilde{e}_{uwmt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ \mathbf{0} \\ 0 \end{bmatrix} \tag{2}$$

Das dritte Element des Vektors g_2 bzw. der unkonditionierte Fall wird vorerst weggelassen.

$$\mathbf{g}_2 = \begin{bmatrix} \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\tilde{e}_{cwmt}\cdot 1 \\ \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\tilde{e}_{cwmt}\cdot \mathbf{z}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ \mathbf{0} \end{bmatrix} \tag{3}$$

$$\mathbf{g}_2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}e_{cwmt}\cdot\mathbf{z}_{ct} = \mathbf{0} \tag{4}$$

$$\tilde{e}_{cwmt} = \sum_{j=1}^{N}\left(\tilde{w}_{jt} - w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - \mathbf{b}_j{}'\mathbf{Z}_t\right) - CWM - \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_t \tag{5.1}$$

$$\tilde{e}_{cwmt} = \sum_{j=1}^{N}\left(\tilde{w}_{jt} - w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - \mathbf{b}_j{}'\mathbf{z}_{ct}\right) - \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_{ct} \tag{5.2}$$

(5.2) in (4) eingesetzt, ergibt:

$$\mathbf{g}_2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left[\sum_{j=1}^{N}\left(\tilde{w}_{jt} - w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - \mathbf{b}_j{}'\mathbf{z}_{ct}\right) - \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_{ct}\right]\cdot\mathbf{z}'_{ct} = \mathbf{0} \tag{6}$$

$$\mathbf{g}_2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left[\sum_{j=1}^{N}\left(\tilde{w}_{jt} - w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - \mathbf{b}_j'\mathbf{z}_{ct}\right)\mathbf{z}'_{ct} - \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right] = \mathbf{0} \tag{7}$$

$$\mathbf{g}_2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\left(\tilde{w}_{jt} - w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - \mathbf{b}_j'\mathbf{z}_{ct}\right)\mathbf{z}'_{ct} - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct} = \mathbf{0} \tag{8}$$

$$\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\left(\tilde{w}_{jt} - w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - \mathbf{b}_j'\mathbf{z}_{ct}\right)\mathbf{z}'_{ct} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct} \tag{9}$$

$$\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\left(\Delta\tilde{w}_{jt}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - \mathbf{b}_j'\mathbf{z}_{ct}\right)\mathbf{z}'_{ct} = \boldsymbol{\gamma}'\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct} \tag{10}$$

$$\boldsymbol{\gamma}'\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\Delta\tilde{w}_{jt}\tilde{r}_{jt}\,\mathbf{z}'_{ct} - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\Delta\tilde{w}_{jt}\mathbf{b}_j'\mathbf{z}_{ct}\,\mathbf{z}'_{ct} \tag{11}$$

$$\boldsymbol{\gamma}' = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\Delta\tilde{w}_{jt}\tilde{r}_{jt}\,\mathbf{z}'_{ct}\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1} - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\Delta\tilde{w}_{jt}\mathbf{b}_j'\mathbf{z}_{ct}\,\mathbf{z}'_{ct}\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1} \tag{12}$$

Die Gleichung (12) wird transponiert.

$$(\boldsymbol{\gamma}')' = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\Delta\tilde{w}_{jt}\tilde{r}_{jt}\left(\mathbf{z}'_{ct}\right)'\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1} - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\Delta\tilde{w}_{jt}\left(\mathbf{b}_j'\mathbf{z}_{ct}\,\mathbf{z}'_{ct}\right)'\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1} \tag{13}$$

Die Variablen $\Delta\tilde{w}_{jt}$ und $\tilde{r}_{jt}$ sind Skalare und müssen deshalb nicht transponiert werden. Die Transponierung muss bei einer Division entweder beim Zähler oder beim Nenner durchgeführt werden. Bei der Transponierung von Matrizen gilt $(\mathbf{ABC})' = \mathbf{C}'\mathbf{B}'\mathbf{A}'$.

$$\boldsymbol{\gamma} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\Delta\tilde{w}_{jt}\tilde{r}_{jt}\mathbf{z}_{ct}\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1} - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\Delta\tilde{w}_{jt}\mathbf{z}_{ct}\,\mathbf{z}'_{ct}\,\mathbf{b}_j\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1} \tag{14}$$

Die Aufsummierung j = 1, …, N Titel wird durch einen Vektor ersetzt.

$$\boldsymbol{\gamma} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\Delta\tilde{\mathbf{w}}_t'\tilde{\mathbf{r}}_t\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1} - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\Delta\tilde{\mathbf{w}}_t'\otimes\mathbf{z}_{ct}\,\mathbf{z}'_{ct}\,\mathbf{b}\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1} \tag{15}$$

$$\boldsymbol{\gamma} = \left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1}\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\Delta\tilde{\mathbf{w}}_t'\tilde{\mathbf{r}}_t - \left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1}\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\Delta\tilde{\mathbf{w}}_t'\otimes\mathbf{z}_{ct}\,\mathbf{z}'_{ct}\,\mathbf{b} \tag{16}$$

Gleichung (16) mit geschätzten Regressionsparametern ausgedrückt:

$$\hat{\boldsymbol{\gamma}} = \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \mathbf{z}_{ct} \mathbf{z}'_{ct} \right)^{-1} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \mathbf{z}_{ct} \boldsymbol{\Delta} \tilde{\mathbf{w}}_t ' \tilde{\mathbf{r}}_t - \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \mathbf{z}_{ct} \mathbf{z}'_{ct} \right)^{-1} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \boldsymbol{\Delta} \tilde{\mathbf{w}}_t ' \otimes \mathbf{z}_{ct} \, \mathbf{z}'_{ct} \, \hat{\mathbf{b}} \tag{17}$$

$$\hat{\boldsymbol{\gamma}} = \mathbf{d}_0 - \mathbf{d}\hat{\mathbf{b}} \tag{18}$$

Was zu zeigen war. Für den Vektor d_0 und d siehe Abschnitt 5.6. Die Gleichung (17) bzw. (18) enthält den konditionierten Fall. Für den unkonditionierten Fall gilt:

$$\tilde{r}^*_{Pt} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \boldsymbol{\Delta} \tilde{\mathbf{w}}_t ' \tilde{\mathbf{r}}_t - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \boldsymbol{\Delta} \tilde{\mathbf{w}}_t ' \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \tilde{\mathbf{r}}_t \tag{19}$$

$$\tilde{r}^*_{Pt} = \mathbf{d}_0 - \mathbf{d} \, \tilde{\mathbf{r}}_t \tag{20}$$

Was zu zeigen war. Für den Vektor d_0 und d siehe Abschnitt 5.6. Der konditionierte Fall $\hat{\boldsymbol{\gamma}} = \mathbf{d}_0 - \mathbf{d}\hat{\mathbf{b}}$ und der unkonditionierte Fall $\tilde{r}^*_{Pt} = \mathbf{d}_0 - \mathbf{d} \, \tilde{\mathbf{r}}_t$ werden durch den Ausdruck $\hat{\mathbf{a}} = \mathbf{d}_0 - \mathbf{d}\hat{\mathbf{B}}$ gemeinsam erfasst, wobei gilt:

$$\hat{\mathbf{a}} = \begin{bmatrix} \hat{\boldsymbol{\gamma}} \\ \tilde{r}^*_{Pt} \end{bmatrix} \quad \text{und} \quad \hat{\mathbf{B}} = \begin{bmatrix} \hat{\mathbf{b}} \\ \tilde{\mathbf{r}}_t \end{bmatrix} \tag{21}$$

Da $\mathbf{z}_{ct} = \begin{bmatrix} 1 \\ \mathbf{z}_t \end{bmatrix}$ ist, wird bei $\hat{\mathbf{a}}$ die Konstante berücksichtigt. Das heisst:

$$\hat{\mathbf{a}} = \begin{bmatrix} C\hat{W}M \\ \hat{\boldsymbol{\gamma}} \\ \tilde{r}^*_{Pt} \end{bmatrix} \tag{22}$$

6.10 Appendix: Modifikation des linearen Zusammenhangs zwischen den Regressionsparametern

Im Appendix 5.9 ist der Vektor der Informationsvariablen bzw. Regressionsvariablen $\mathbf{z}_{ct}$ für die einzelnen Titel und das Portfolio identisch. Entspricht der Informationsvariablenvektor der Titel nicht demjenigen des Portfolios, muss die Gleichung $\hat{\mathbf{a}} = \mathbf{d}_0 - \mathbf{d}\hat{\mathbf{B}}$ an diesen Umstand angepasst werden. Ausgangspunkt der Anpassungen sind die Stichproben-Momentenbedingungen der zweiten Stufe.

$$\mathbf{g}_2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} e_{cwmt} \cdot \mathbf{z}_{ct} = \mathbf{0} \tag{1}$$

$$\tilde{e}_{cwmt} = \sum_{j=1}^{N}\left(\tilde{w}_{jt} - w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - \mathbf{b}_j{}'\mathbf{Z}_{jt}\right) - CWM - \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_t \tag{2.1}$$

$$\tilde{e}_{cwmt} = \sum_{j=1}^{N}\left(\tilde{w}_{jt} - w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - \mathbf{b}_j{}'\mathbf{z}_{jct}\right) - \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_{ct} \tag{2.2}$$

$\mathbf{z}_{jct}$ = Vektor der Informationsvariablen des Titels j

$\mathbf{z}_{ct}$ = Vektor der Informationsvariablen des Portfolios

(2.2) in (1) eingesetzt, ergibt:

$$\mathbf{g}_2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left[\sum_{j=1}^{N}\left(\tilde{w}_{jt} - w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - \mathbf{b}_j{}'\mathbf{z}_{jct}\right) - \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_{ct}\right] \cdot \mathbf{z}'_{ct} = \mathbf{0} \tag{3}$$

$$\mathbf{g}_2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left[\sum_{j=1}^{N}\left(\tilde{w}_{jt} - w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - \mathbf{b}_j{}'\mathbf{z}_{jct}\right)\mathbf{z}'_{ct} - \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right] = \mathbf{0} \tag{4}$$

$$\mathbf{g}_2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\left(\tilde{w}_{jt} - w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - \mathbf{b}_j{}'\mathbf{z}_{jct}\right)\mathbf{z}'_{ct} - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct} = \mathbf{0} \tag{5}$$

$$\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\left(\tilde{w}_{jt} - w_{jt-1}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - \mathbf{b}_j{}'\mathbf{z}_{jct}\right)\mathbf{z}'_{ct} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct} \tag{6}$$

$$\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\left(\Delta\tilde{w}_{jt}\right)\left(\tilde{r}_{jt} - \mathbf{b}_j{}'\mathbf{z}_{jct}\right)\mathbf{z}'_{ct} = \boldsymbol{\gamma}'\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct} \tag{7}$$

$$\boldsymbol{\gamma}'\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\Delta\tilde{w}_{jt}\tilde{r}_{jt}\,\mathbf{z}'_{ct} - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\Delta\tilde{w}_{jt}\mathbf{b}_j'\mathbf{z}_{jct}\,\mathbf{z}'_{ct} \tag{8}$$

$$\boldsymbol{\gamma}' = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\Delta\tilde{w}_{jt}\tilde{r}_{jt}\,\mathbf{z}'_{ct}\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1} - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\Delta\tilde{w}_{jt}\mathbf{b}_j'\mathbf{z}_{jct}\,\mathbf{z}'_{ct}\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1} \tag{9}$$

Die Gleichung (9) wird transponiert.

$$(\boldsymbol{\gamma}')' = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\Delta\tilde{w}_{jt}\tilde{r}_{jt}\left(\mathbf{z}'_{ct}\right)'\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1} - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\Delta\tilde{w}_{jt}\left(\mathbf{b}_j'\mathbf{z}_{jct}\,\mathbf{z}'_{ct}\right)'\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1} \tag{10}$$

$$\boldsymbol{\gamma} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\Delta\tilde{w}_{jt}\tilde{r}_{jt}\mathbf{z}_{ct}\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1} - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N}\Delta\tilde{w}_{jt}\mathbf{z}_{ct}\,\mathbf{z}'_{jct}\,\mathbf{b}_j\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1} \tag{11}$$

Die Aufsummierung j = 1, …, N Titel wird durch einen Vektor ersetzt.

$$\begin{aligned}\boldsymbol{\gamma} &= \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\Delta\tilde{\mathbf{w}}_t'\tilde{\mathbf{r}}_t\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1}\\ &-\frac{1}{T}\left[\sum_{t=1}^{T}\Delta w_{1t}z_{ct}z'_{1ct} \quad \sum_{t=1}^{T}\Delta w_{2t}z_{ct}z'_{2ct} \quad \cdots \quad \sum_{t=1}^{T}\Delta w_{Nt}z_{ct}z'_{Nct}\right]\mathbf{b}\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1}\end{aligned} \tag{12}$$

$$\begin{aligned}\boldsymbol{\gamma} &= \left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1}\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\Delta\tilde{\mathbf{w}}_t'\tilde{\mathbf{r}}_t\\ &-\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1}\frac{1}{T}\left[\sum_{t=1}^{T}\Delta w_{1t}z_{ct}z'_{1ct} \quad \sum_{t=1}^{T}\Delta w_{2t}z_{ct}z'_{2ct} \quad \cdots \quad \sum_{t=1}^{T}\Delta w_{Nt}z_{ct}z'_{Nct}\right]\mathbf{b}\end{aligned} \tag{13}$$

Gleichung (13) mit geschätzten Regressionsparametern ausgedrückt:

$$\begin{aligned}\hat{\boldsymbol{\gamma}} &= \left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1}\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\Delta\tilde{\mathbf{w}}_t'\tilde{\mathbf{r}}_t\\ &-\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{z}_{ct}\mathbf{z}'_{ct}\right)^{-1}\frac{1}{T}\left[\sum_{t=1}^{T}\Delta w_{1t}z_{ct}z'_{1ct} \quad \sum_{t=1}^{T}\Delta w_{2t}z_{ct}z'_{2ct} \quad \cdots \quad \sum_{t=1}^{T}\Delta w_{Nt}z_{ct}z'_{Nct}\right]\hat{\mathbf{b}}\end{aligned} \tag{14}$$

$$\hat{\boldsymbol{\gamma}} = \mathbf{d}_0 - \mathbf{d}_{neu}\hat{\mathbf{b}} \tag{15}$$

Was zu zeigen war. Für den Vektor d_0 siehe Abschnitt 5.6.

Die Gleichung (14) bzw. (15) enthält den konditionierten Fall. Beim unkonditionierten Fall gibt es keine unterschiedlichen Vektoren der Informationsvariablen bezüglich den Titeln und des Portfolios, somit sind dort keine Anpassungen notwendig.

Kapitel 7

Die Beschreibung der Daten

Die vorliegende Studie basiert auf vier verschiedenen Datensets:

1. European Fund Administration und Gérifonds, welche die Fondsbuchhaltung der Swisscanto-Fonds erledigen, liefern die Titelgewichte.
2. Die Titelpreise bzw. Titelrenditen stammen aus Datastream.
3. Lipper Hindsight erfasst die Fonds- und Benchmarkrenditen.
4. Datastream liefert auch öffentliche Informationsvariablen und risk-free rates.

7.1 Daten der Aktienfonds

Mit diesen vier Datensets lassen sich die gewichts- und renditeorientierten Performancemasse unkonditioniert und konditioniert messen. Die dafür zugrundeliegenden Zeitreihen basieren auf Daten per Ende Monat. Zu Vergleichszwecken werden auch Ultimo-Quartalsdaten verwendet. Wir untersuchen 25 Aktienfonds im Zeitraum vom 30. Juni 1997 bis und mit 31. Oktober 2002. Jedes dieser Portfolios wird von der Swissca Portfolio Management AG aktiv gemanagt. Tabelle 1 enthält eine Auflistung aller 25 untersuchten Aktienfonds. Jedem Fonds ist eine Nummer zugeordnet. Es handelt sich bei dieser Stichprobe um 7 Regionen -, 10 Länder -, 8 Sektoren - und 4 Small and Mid Caps Fonds, wobei einzelne Fonds gleichzeitig in mehreren Fondsgruppen vertreten sind. Die Fondsgruppen Länder und Sektoren werden später bei der Performancemessung einzeln analysiert und miteinander verglichen.
Tabelle 2 ordnet jedem Fonds der Stichprobe einen Benchmark und risikolosen Zinssatz mit jeweiliger Rechnungswährung zu. Die risikolose Rendite entspricht dem 3 Monats LIBOR, der sich über die Zeit hinweg verändert. Die Rechnungswährung des risikolosen Zinssatzes ist abhängig vom Anlageuniversum des Fonds.
Zusätzliche Angaben über die untersuchten Aktienfonds befinden sich in der Tabelle 3. Die Fondsvolumen gelten für das letzte Beobachtungsdatum bzw. für Ende Oktober 2002. Die Volumen bewegen sich zwischen CHF 8 Millionen und CHF 931 Millionen mit einem Median von CHF 96 Millionen. Die Anzahl der gehaltenen Titel pro Fonds basiert ebenfalls

Tabelle 1

Zusammensetzung der Fondsgruppen

Fondsgruppe: Alle Fonds	Fonds Nr.
Swissca Asia	1
Swissca Austria	2
Swissca Communication	3
Swissca Emerging Markets	4
Swissca Energy	5
Swissca Europe	6
Swissca Finance	7
Swissca France	8
Swissca Germany	9
Swissca Gold	10
Swissca Great Britain	11
Swissca Green Invest	12
Swissca Health	13
Swissca Italy	14
Swissca Japan	15
Swissca Leisure	16
Swissca Netherlands	17
Swissca North America	18
Swissca Small and Mid Caps Europe	19
Swissca Small and Mid Caps Japan	20
Swissca Small and Mid Caps North America	21
Swissca Small and Mid Caps Switzerland	22
Swissca Switzerland	23
Swissca Technology	24
Swissca Tiger	25
Total 25 Portfolios	

Fondsgruppe: Länder-Fonds	Fonds Nr.
Swissca Austria	2
Swissca France	8
Swissca Germany	9
Swissca Great Britain	11
Swissca Italy	14
Swissca Japan	15
Swissca Netherlands	17
Swissca Small and Mid Caps Japan	20
Swissca Small and Mid Caps Switzerland	22
Swissca Switzerland	23
Total 10 Portfolios	

Fondsgruppe: Sektoren-Fonds	Fonds Nr.
Swissca Communication	3
Swissca Energy	5
Swissca Finance	7
Swissca Gold	10
Swissca Green Invest	12
Swissca Health	13
Swissca Leisure	16
Swissca Technology	24
Total 8 Portfolios	

Tabelle 1 (weitergeführt)

Die Fondsnummern identifizieren die Aktienfonds der Swissca Fondsleitung AG. Die erste Fondsgruppe mit der Bezeichnung Alle Fonds entspricht der gesamten Stichprobe und beinhaltet total 25 Aktienfonds. Davon sind 7 Regionen-Fonds, 10 Länder-Fonds, 8 Sektoren-Fonds und 4 Small and Mid Caps Fonds, wobei einzelne Fonds in mehreren Fondsgruppen gleichzeitig vertreten sind. Die zweite und dritte Fondsgruppe beinhaltet ausschliesslich 10 Länder-Fonds bzw. 8 Sektoren-Fonds.

Tabelle 2

Fonds, Benchmark, risikolose Rendite und jeweilige Rechnungswährung

Fonds Nr.	RW	Benchmark	RW	Risikolose Rendite	RW
1	CHF	MSCI AC Asia Pacific Free	CHF	LIBOR 3M	USD
2	EUR	MSCI Austria	EUR	LIBOR 3M	EUR
3	EUR	MSCI World Communication	EUR	LIBOR 3M	USD
4	CHF	MSCI Emerging Market Free	CHF	LIBOR 3M	USD
5	EUR	MSCI World Energy/Utilities	EUR	LIBOR 3M	USD
6	CHF	MSCI Europe ex Switzerland	CHF	LIBOR 3M	EUR
7	EUR	MSCI World Financials	EUR	LIBOR 3M	USD
8	EUR	MSCI France	EUR	LIBOR 3M	EUR
9	EUR	MSCI Germany	EUR	LIBOR 3M	EUR
10	CHF	FT Gold Mines Index	CHF	LIBOR 3M	USD
11	GBP	MSCI Great Britain	GBP	LIBOR 3M	GBP
12	CHF	MSCI World	CHF	LIBOR 3M	USD
13	EUR	MSCI World Health Care	EUR	LIBOR 3M	USD
14	EUR	MSCI Italy	EUR	LIBOR 3M	EUR
15	CHF	MSCI Japan	CHF	LIBOR 3M	JPY
16	EUR	MSCI World Leisure	EUR	LIBOR 3M	USD
17	EUR	MSCI Netherlands	EUR	LIBOR 3M	EUR
18	USD	MSCI North America	USD	LIBOR 3M	USD
19	EUR	HSBC Small Companies	EUR	LIBOR 3M	EUR
20	JPY	Topix (Mid Cap 400/Small Cap)	JPY	LIBOR 3M	JPY
21	USD	Russell Midcap/Russell 2000	USD	LIBOR 3M	USD
22	CHF	SPI Small and Middle Cap	CHF	LIBOR 3M	CHF
23	CHF	Swiss Performance Index	CHF	LIBOR 3M	CHF
24	EUR	MSCI World Info. Technology	EUR	LIBOR 3M	USD
25	CHF	MSCI Far East Free ex Japan	CHF	LIBOR 3M	USD

Die erste Spalte enthält die Fondsnummern. Diese Nummern identifizieren die Aktienfonds der Swissca Fondsleitung AG. Die zweite Spalte beinhaltet die Rechnungswährungen (RW) der Fonds. Die dritte und vierte Spalte besteht aus den fondsspezifischen Benchmarks und den dazugehörigen Rechnungswährungen (RW). Spalte fünf zeigt die zeitvariablen risikolosen Renditen, welche dem 3 Monats (3M) LIBOR entsprechen. Die sechste Spalte präsentiert die vom Anlageuniversum der Fonds bestimmten Rechnungswährungen (RW) für die risikolosen Renditen.

Tabelle 3

Zusätzliche Informationen über die Aktienfonds

Fonds Nr.	Fonds-domizil	Fondsvolumen in Mio. CHF	Anzahl Titel	TER in % p.a.	Fonds-gründung	erste Beobachtung	Anzahl Monate
1	CH	321	327	1.15	05/1993	02/1998	56
2	CH	8	27	1.34	06/1997	06/1997	64
3	LUX	85	39	1.71	12/1999	12/1999	34
4	CH	106	147	2.49	11/1996	09/1997	61
5	LUX	96	85	1.70	12/1999	12/1999	34
6	CH	819	283	1.10	09/1986	02/1998	56
7	LUX	34	121	1.73	12/1999	12/1999	34
8	CH	51	62	1.15	05/1993	01/1998	57
9	CH	126	71	1.11	05/1993	01/1998	57
10	CH	72	25	1.19	04/1996	10/1997	60
11	CH	90	105	1.12	05/1993	01/1998	57
12	CH	165	91	1.87	11/1998	11/1998	47
13	LUX	102	64	1.70	12/1999	12/1999	34
14	CH	9	40	1.35	06/1997	06/1997	64
15	CH	177	132	1.11	06/1997	06/1997	64
16	LUX	25	75	1.77	12/1999	12/1999	34
17	CH	12	42	1.27	06/1997	06/1997	64
18	CH	511	173	1.09	05/1993	02/1998	56
19	LUX	38	55	2.35	03/2001	03/2001	19
20	LUX	8	45	2.83	03/2001	03/2001	19
21	LUX	43	73	2.29	03/2001	03/2001	19
22	CH	290	60	1.07	06/1992	02/1998	56
23	CH	931	45	0.92	09/1986	02/1998	56
24	LUX	147	92	1.67	12/1999	12/1999	34
25	CH	134	152	1.17	06/1997	06/1997	64
Durchschnitt		176	97	1.53			48
Minimum		8	25	0.92			19
Median		96	73	1.34			56
Maximum		931	327	2.83			64

Die erste Spalte enthält die Fondsnummern. Diese Nummern identifizieren die Aktienfonds der Swissca Fondsleitung AG. Die zweite Spalte beinhaltet das Fondsdomizil Schweiz (CH) oder Luxemburg (LUX). Spalte drei gibt das Fondsvolumen in Millionen CHF per Ende Oktober 2002 an. Die Spalte vier zeigt die durchschnittliche Anzahl der Titel pro Monat im Portfolio. Spalte fünf besteht aus den Fondskosten gemessen in Form des Total Expense Ratios (TER) in Prozent vom durchschnittlichen Fondsvolumen pro Jahr. Die sechste und siebte Spalte beinhaltet das Datum der Fondsgründung bzw. das Anfangsdatum des Beobachtungszeitraums. Die achte Spalte präsentiert die Anzahl Monate der Beobachtungsdauer. Die letzten vier Zeilen fassen die einzelnen Werte in Form von Durchschnitt, Minimum, Median und Maximum zusammen.

Tabelle 4

Anzahl Beobachtungen bei der gewichtsorientierten Performancemessung

Fonds Nr.	Anzahl Titel	Anzahl Monate	Anzahl Beobachtungen	Anzahl Titel	Anzahl Quartale	Anzahl Beobachtungen
1	327	56	18312	327	18	5886
2	27	64	1728	27	21	567
3	39	34	1326	39	11	429
4	147	61	8967	147	20	2940
5	85	34	2890	85	11	935
6	283	56	15848	283	18	5094
7	121	34	4114	121	11	1331
8	62	57	3534	62	19	1178
9	71	57	4047	71	19	1349
10	25	60	1500	25	20	500
11	105	57	5985	105	19	1995
12	91	47	4277	91	15	1365
13	64	34	2176	64	11	704
14	40	64	2560	40	21	840
15	132	64	8448	132	21	2772
16	75	34	2550	75	11	825
17	42	64	2688	42	21	882
18	173	56	9688	173	18	3114
19	55	19	1045	55	6	330
20	45	19	855	45	6	270
21	73	19	1387	73	6	438
22	60	56	3360	60	18	1080
23	45	56	2520	45	18	810
24	92	34	3128	92	11	1012
25	152	64	9728	152	21	3192
Durchschnitt			4906			1594
Minimum			855			270
Median			3128			1012
Maximum			18312			5886

Die erste Spalte enthält die Fondsnummern. Diese Nummern identifizieren die Aktienfonds der Swissca Fondsleitung AG. Die zweite und fünfte Spalte präsentieren die durchschnittliche Anzahl der Titel pro Monat bzw. pro Quartal im Portfolio. Die durchschnittliche Titelanzahl bleibt über den Untersuchungszeitraum hinweg konstant und ist somit bei der monatlichen und quartalsweisen Beobachtungshäufigkeit identisch. Dritte und sechste Spalte bestehen aus der Anzahl Monate bzw. Anzahl Quartale der Beobachtungsperiode. Die Spalten mit der Bezeichnung Anzahl Beobachtungen resultieren aus der Multiplikation der beiden Spalten (2) und (3) bzw. (5) und (6). Die Gewichtsmasse verarbeiten diese Anzahl an Beobachtungen zur Messung der Portfolioperformance.

auf dem Stichtag per Ende Oktober 2002. Die Titelanzahl reicht von 25 bis 327 mit einem Median von 73. Die Aktienfonds verfügen zwischen 19 und 64 monatliche Beobachtungen. Das erste Beobachtungsdatum wird durch den Zeitpunkt bestimmt, wann der Fonds gegründet wurde oder seit wann die Portfoliogewichte in der Datenbank lückenlos vorhanden sind. Der gewählte Untersuchungszeitraum der Studie bestimmt das letzte Beobachtungsdatum, welches für alle Fonds der 31. Oktober 2002 ist. Tabelle 3 nennt ebenfalls das Fondsdomizil, die Fondskosten in Form des Total Expense Ratios, den Gründungszeitpunkt des Fonds und den Beginn der Datenzeitreihe.

Aus der Tabelle 4 wird ersichtlich, dass beim gewichtsorientierten Performancemass mit monatlicher Beobachtungshäufigkeit zur Messung der Portfolioperformance zwischen 855 und 18'312 Beobachtungen pro Fonds zur Verfügung stehen. Das Gewichtsmass mit quartalsweiser Datenerhebung verarbeitet pro Fonds zwischen 270 und 5886 Beobachtungen. Da sämtliche Fonds am Ende des Messzeitraums noch existieren und somit keine Portfolios mit schlechter Rendite der Stichprobe entfallen sind, werden die Messergebnisse bezüglich survivorship bias nicht überschätzt.

7.2 Representativität der Stichprobe

Da die Swissca-Stichprobe ausschliesslich aus Aktienfonds derselben Fondsgesellschaft besteht, stellt sich die Frage, ob diese Stichprobe für die Grundgesamtheit der Aktienfonds repräsentativ ist. Um dies herauszufinden, werden die Renditen der Swissca-Aktienfonds mit den Renditen der UBS-Aktienfonds verglichen. Die stetigen Fondsrenditen werden bezüglich Durchschnitt, Standardabweichung, Minimum, Median und Maximum im Zeitraum von 06/1997 bis und mit 10/2002 in beiden Stichproben analysiert und anschliessend gegenübergestellt. Der Vergleich findet sowohl mit monatlichen als auch mit quartalsweisen Daten statt. Ausgeschüttete Dividenden werden reinvestiert. Tabelle 5 bzw. 6 zeigt die monatlichen bzw. quartalsweisen Renditen der Swissca-Fonds. Tabelle 7 bzw. 8 beinhaltet die monatlichen bzw. quartalsweisen Renditen der UBS-Fonds. Durchschnitt, Standardabweichung, Minimum, Median und Maximum basieren bei beiden Stichproben jeweils auf der fondsspezifischen Renditezeitreihe.

Tabelle 5

Swissca-Fondsrenditen pro Monat in USD

Fonds Nr.	Durchschnitt der Zeitreihe	Standard-Abweichung	Minimum	Median	Maximum	Anzahl Fonds
1	-0.69	6.52	-14.76	-1.69	15.75	1
2	-0.36	5.77	-18.19	0.21	10.44	1
3	-3.60	8.03	-16.70	-4.56	21.95	1
4	-0.74	8.88	-25.52	0.14	17.76	1
5	-0.77	4.59	-11.18	-0.29	9.58	1
6	-0.46	6.46	-16.16	-0.29	12.86	1
7	-0.94	5.58	-14.54	-0.16	10.83	1
8	-0.22	6.94	-19.10	1.21	12.06	1
9	-0.85	8.33	-28.20	-0.40	16.10	1
10	-0.11	11.77	-24.17	-0.26	42.30	1
11	-0.49	5.21	-11.62	-0.37	8.18	1
12	-0.80	5.55	-14.73	-0.54	7.75	1
13	-0.58	4.15	-8.47	-0.26	6.75	1
14	0.20	7.31	-17.95	0.28	18.51	1
15	-1.00	6.67	-15.11	-1.87	15.21	1
16	-2.37	7.04	-20.19	-2.15	10.53	1
17	-0.45	7.21	-25.49	0.08	12.58	1
18	-0.44	6.06	-16.45	-0.84	9.17	1
19	-1.57	6.28	-16.24	0.13	6.81	1
20	-0.69	6.32	-10.88	-3.38	10.18	1
21	-0.81	7.89	-16.92	-1.11	11.25	1
22	-0.43	6.06	-18.68	0.52	10.74	1
23	-0.46	5.29	-15.69	0.28	8.38	1
24	-4.25	12.07	-31.31	-6.42	19.04	1
25	-1.01	9.48	-27.14	-1.60	23.78	1
Durchschnitt des Querschnitts	-0.96	7.02	-18.22	-0.93	13.94	25

Die Fondsnummern identifizieren die Aktienfonds der Swissca Fondsleitung AG. Bei sämtlichen Renditen handelt es sich um stetige Renditen in Prozent nach Abzug der Kosten. Die Fondsrenditen basieren auf Preiszeitreihen in der Währung USD. Ausgeschüttete Dividenden werden reinvestiert. Die Tabelle präsentiert spaltenweise über die Zeit (time series) Durchschnitt, Standardabweichung, Minimum, Median und Maximum der monatlichen Fondsrenditen. Die letzte Zeile zeigt den jeweiligen Durchschnitt dieser time series Kennzahlen über die einzelnen Fonds hinweg (cross-section). Die letzte Spalte gibt die Anzahl der beteiligten Portfolios bei den Berechnungen an.

Tabelle 6

Swissca-Fondsrenditen pro Quartal in USD

Fonds Nr.	Durchschnitt der Zeitreihe	Standard-Abweichung	Minimum	Median	Maximum	Anzahl Fonds
1	-1.86	13.57	-23.71	-0.49	24.33	1
2	-0.56	8.64	-22.70	-0.47	12.93	1
3	-10.04	13.62	-23.83	-14.10	23.75	1
4	-1.90	19.07	-28.01	-2.12	32.33	1
5	-1.85	6.94	-18.36	-0.51	5.52	1
6	-1.80	12.81	-26.36	-1.97	22.75	1
7	-2.78	9.50	-22.99	0.20	6.67	1
8	-1.52	13.80	-32.81	-1.45	21.09	1
9	-3.34	16.90	-46.00	-1.42	23.21	1
10	1.28	14.09	-18.84	0.77	31.44	1
11	-2.08	10.01	-19.29	-1.72	15.70	1
12	-2.72	10.59	-25.09	-0.71	14.82	1
13	-1.76	9.03	-16.01	-0.52	14.22	1
14	0.91	13.50	-21.70	0.18	31.09	1
15	-2.87	12.65	-23.43	-3.76	22.55	1
16	-6.91	13.21	-30.45	-8.04	15.51	1
17	-1.32	13.51	-37.59	0.15	18.61	1
18	-1.59	11.76	-19.98	-0.46	18.63	1
19	-4.11	13.55	-27.29	-1.37	11.48	1
20	-1.64	12.15	-13.81	-9.09	17.11	1
21	-2.37	17.88	-24.30	-2.30	23.03	1
22	-1.44	12.84	-26.45	3.73	14.16	1
23	-1.46	9.99	-21.02	2.35	16.36	1
24	-12.31	22.73	-39.48	-11.49	26.77	1
25	-3.03	20.15	-36.43	-4.19	34.04	1
Durchschnitt des Querschnitts	-2.76	13.30	-25.84	-2.35	19.93	25

Die Fondsnummern identifizieren die Aktienfonds der Swissca Fondsleitung AG. Bei sämtlichen Renditen handelt es sich um stetige Renditen in Prozent nach Abzug der Kosten. Die Fondsrenditen basieren auf Preiszeitreihen in der Währung USD. Ausgeschüttete Dividenden werden reinvestiert. Die Tabelle präsentiert spaltenweise über die Zeit (time series) Durchschnitt, Standardabweichung, Minimum, Median und Maximum der quartalsweisen Fondsrenditen. Die letzte Zeile zeigt den jeweiligen Durchschnitt dieser time series Kennzahlen über die einzelnen Fonds hinweg (cross-section). Die letzte Spalte gibt die Anzahl der beteiligten Portfolios bei den Berechnungen an.

Tabelle 7

UBS-Fondsrenditen pro Monat in USD

Fonds Nr.	Durchschnitt der Zeitreihe	Standard-Abweichung	Minimum	Median	Maximum	Anzahl Fonds
1	-1.02	9.33	-27.98	-1.58	20.09	1
2	-0.36	6.63	-24.68	0.61	9.61	1
3	-0.66	12.26	-62.85	2.13	16.75	1
4	-1.46	9.22	-25.28	-0.81	18.99	1
5	-0.80	8.03	-33.70	0.95	15.12	1
6	-0.11	5.39	-13.24	-0.74	13.86	1
7	-0.18	5.42	-14.08	0.54	10.14	1
8	0.03	6.47	-16.76	1.18	11.78	1
9	-0.57	7.91	-27.65	0.41	15.69	1
10	-0.27	5.25	-14.25	0.34	8.52	1
11	-0.41	5.19	-14.12	-0.14	10.47	1
12	-0.41	11.68	-25.89	-0.13	43.68	1
13	-0.11	4.40	-11.18	0.01	7.33	1
14	0.19	6.87	-14.62	1.04	18.12	1
15	-1.20	6.03	-12.12	-1.87	13.17	1
16	-1.38	11.47	-50.72	0.93	19.26	1
17	-0.35	5.85	-18.26	0.50	10.59	1
18	-0.28	6.62	-18.54	0.22	19.66	1
19	-0.34	7.15	-21.73	-0.41	14.45	1
20	-0.57	7.81	-22.25	-0.49	18.88	1
21	-0.01	8.47	-22.78	-0.16	19.60	1
22	0.11	8.28	-20.96	0.68	24.00	1
23	0.01	5.97	-17.52	0.59	11.15	1
24	-0.68	9.61	-31.75	-0.07	17.17	1
25	-0.12	7.41	-24.22	0.25	14.63	1
26	-0.24	5.60	-17.39	-0.02	14.29	1
27	-0.11	5.45	-16.26	0.17	9.28	1
28	-0.44	5.24	-14.12	-0.02	10.22	1
29	-0.16	5.01	-15.11	0.67	10.56	1
30	-0.37	7.01	-16.03	-0.43	19.22	1
31	-3.70	12.29	-27.02	-5.45	25.03	1
32	-0.08	5.93	-14.70	0.08	13.05	1
33	0.05	11.94	-33.23	0.52	34.45	1
34	-0.17	6.39	-24.49	0.27	10.08	1
35	-0.32	9.57	-42.51	1.00	21.64	1
36	-0.56	5.55	-13.05	-0.46	10.46	1
37	-0.16	5.28	-14.61	-0.42	9.83	1
38	-0.55	6.20	-18.68	-0.02	12.26	1
39	-3.67	11.29	-19.94	-2.29	13.39	1
40	-0.33	6.28	-20.04	-0.37	12.79	1
41	-0.20	5.37	-14.19	0.27	9.69	1
42	-6.88	12.85	-29.38	-7.35	19.79	1
43	-5.76	14.56	-30.99	-7.53	22.78	1
44	-0.70	5.86	-15.47	-0.37	11.75	1
45	-1.02	6.66	-16.76	-0.50	11.68	1
46	-4.63	8.05	-17.77	-5.91	7.41	1
47	-1.10	4.50	-11.26	-1.07	7.37	1
48	-1.29	9.29	-27.12	-2.33	21.75	1
49	-0.31	4.46	-9.27	-0.02	9.04	1
50	-1.12	9.76	-33.16	-1.29	23.13	1

Tabelle 7 (weitergeführt)

Fonds Nr.	Durchschnitt der Zeitreihe	Standard-Abweichung	Minimum	Median	Maximum	Anzahl Fonds
51	-0.64	6.83	-15.84	-0.45	16.74	1
52	-1.81	5.62	-11.77	-3.07	8.18	1
53	-1.09	12.56	-34.28	-1.30	33.05	1
54	-2.76	6.60	-14.54	-3.59	10.38	1
55	-0.43	5.33	-16.30	-0.40	9.81	1
56	0.40	6.25	-22.41	0.49	11.56	1
57	-0.41	6.86	-22.05	-0.30	14.75	1
58	-0.82	11.09	-21.67	-0.12	29.07	1
59	-1.00	11.30	-28.98	-0.75	29.74	1
60	0.44	8.00	-27.15	0.56	17.29	1
61	-1.01	9.63	-23.05	-3.30	22.81	1
62	-0.07	13.01	-30.67	1.70	21.77	1
63	-2.27	8.28	-17.33	-2.75	20.61	1
64	-1.17	5.37	-12.14	-1.18	9.26	1
Durchschnitt des Querschnitts	-0.90	7.75	-21.84	-0.68	16.07	64

Die Fondsnummern identifizieren die Aktienfonds von UBS Global Asset Management. Bei sämtlichen Renditen handelt es sich um stetige Renditen in Prozent nach Abzug der Kosten. Die Fondsrenditen basieren auf Preiszeitreihen in der Währung USD. Ausgeschüttete Dividenden werden reinvestiert. Die Tabelle präsentiert spaltenweise über die Zeit (time series) Durchschnitt, Standardabweichung, Minimum, Median und Maximum der monatlichen Fondsrenditen. Die letzte Zeile zeigt den jeweiligen Durchschnitt dieser time series Kennzahlen über die einzelnen Fonds hinweg (cross-section). Die letzte Spalte gibt die Anzahl der beteiligten Portfolios bei den Berechnungen an.

Tabelle 8

UBS-Fondsrenditen pro Quartal in USD

Fonds Nr.	Durchschnitt der Zeitreihe	Standard-Abweichung	Minimum	Median	Maximum	Anzahl Fonds
1	-3.05	19.61	-37.57	-5.06	32.02	1
2	-0.87	12.70	-29.38	3.19	14.10	1
3	-1.85	23.67	-74.82	-1.06	26.99	1
4	-4.18	21.27	-47.64	-3.14	33.82	1
5	-2.19	15.96	-29.16	-3.73	26.23	1
6	-0.12	7.37	-21.17	1.32	9.11	1
7	-0.42	11.24	-25.46	-0.44	17.23	1
8	0.15	13.74	-33.07	0.51	21.16	1
9	-1.78	15.95	-45.05	0.25	23.94	1
10	-0.73	10.56	-22.18	-0.38	19.18	1
11	-1.23	10.40	-19.55	-1.11	18.99	1
12	-0.33	15.76	-36.34	0.15	33.30	1
13	-0.28	8.84	-19.38	-0.82	17.55	1
14	0.87	13.38	-23.86	0.01	31.14	1
15	-3.42	11.76	-21.89	-5.11	21.92	1
16	-3.83	18.53	-39.90	-4.17	33.25	1
17	-0.77	13.13	-28.06	3.71	15.53	1
18	-0.55	11.11	-26.23	2.36	16.91	1
19	-1.02	14.49	-38.76	0.86	24.29	1
20	-1.70	14.55	-26.40	-2.42	24.67	1
21	0.03	18.87	-38.40	2.13	43.35	1
22	0.53	17.81	-24.37	-1.25	40.08	1
23	0.42	12.66	-23.93	3.84	18.71	1
24	-1.33	14.29	-28.58	-0.60	20.90	1
25	-0.14	13.57	-24.81	-3.25	31.99	1
26	-0.68	10.67	-20.95	2.80	19.91	1
27	-0.38	10.26	-19.03	1.41	17.70	1
28	-2.00	10.67	-18.67	-2.42	18.95	1
29	-0.86	9.36	-24.51	1.19	10.92	1
30	-1.89	14.25	-30.75	-3.91	24.92	1
31	-10.66	27.90	-42.68	-18.39	50.75	1
32	-0.19	9.94	-16.62	0.93	16.05	1
33	-0.08	19.93	-41.08	4.26	32.93	1
34	-0.33	12.14	-29.02	2.89	15.14	1
35	-0.56	15.39	-34.60	-1.10	22.63	1
36	-2.39	10.72	-19.26	1.23	12.45	1
37	-0.48	10.86	-22.72	0.95	14.51	1
38	-1.24	13.15	-32.85	0.36	20.11	1
39	-7.64	24.94	-33.62	-5.44	16.12	1
40	-0.91	13.77	-35.25	-0.77	23.38	1
41	-0.48	11.14	-25.55	-0.39	17.61	1
42	-19.97	25.09	-59.67	-15.07	22.98	1
43	-17.08	31.91	-56.76	-21.97	33.58	1
44	-2.19	9.82	-24.48	-0.06	7.90	1
45	-2.91	14.02	-32.75	-0.73	18.47	1
46	-10.25	19.04	-39.41	-4.99	6.16	1
47	-3.11	8.20	-19.35	-1.27	8.96	1
48	-3.83	16.31	-33.07	-2.66	29.24	1
49	-1.25	8.37	-15.39	-1.04	15.49	1
50	-3.35	16.29	-34.87	-2.15	23.33	1

Tabelle 8 (weitergeführt)

Fonds Nr.	Durchschnitt der Zeitreihe	Standard-Abweichung	Minimum	Median	Maximum	Anzahl Fonds
51	-1.59	12.55	-25.27	-1.05	23.52	1
52	-5.67	9.17	-20.43	-5.82	12.51	1
53	-3.22	24.73	-57.48	-5.10	43.18	1
54	-7.74	14.00	-24.77	-9.73	10.84	1
55	-1.20	10.88	-27.23	-0.16	21.27	1
56	1.23	12.35	-18.79	0.85	16.64	1
57	-1.23	13.51	-38.18	0.35	20.78	1
58	-2.67	20.69	-47.58	-1.02	44.15	1
59	-3.05	23.70	-41.54	-3.99	36.45	1
60	1.18	15.83	-31.40	3.38	26.63	1
61	-3.05	20.32	-33.31	-2.16	40.67	1
62	-0.14	26.80	-51.03	4.54	50.00	1
63	-6.64	16.08	-21.08	-13.10	27.18	1
64	-3.24	10.19	-18.77	-3.23	12.70	1
Durchschnitt des Querschnitts	-2.49	15.10	-31.34	-1.82	23.48	64

Die Fondsnummern identifizieren die Aktienfonds von UBS Global Asset Management. Bei sämtlichen Renditen handelt es sich um stetige Renditen in Prozent nach Abzug der Kosten. Die Fondsrenditen basieren auf Preiszeitreihen in der Währung USD. Ausgeschüttete Dividenden werden reinvestiert. Die Tabelle präsentiert spaltenweise über die Zeit (time series) Durchschnitt, Standardabweichung, Minimum, Median und Maximum der quartalsweisen Fondsrenditen. Die letzte Zeile zeigt den jeweiligen Durchschnitt dieser time series Kennzahlen über die einzelnen Fonds hinweg (cross-section). Die letzte Spalte gibt die Anzahl der beteiligten Portfolios bei den Berechnungen an.

Die Tabelle 9 zeigt für die Swissca- und UBS-Stichprobe Durchschnitt, Standardabweichung, Minimum, Median und Maximum der Fondsrenditen in Prozent pro Monat jeweils querschnittsbezogen und gleichgewichtet. Die Bezeichnung querschnittsbezogen bzw. Querschnitt (cross-section) bedeutet, dass die auf Zeitreihen (time series) basierenden Durchschnittswerte bzw. Standardabweichungswerte der Fonds innerhalb der Stichprobe über alle Fonds hinweg gemittelt werden. Der Divisor entspricht dabei der Anzahl Fonds der Stichprobe. Der Median orientiert sich an der Rangierung der fondsspezifischen time series Durchschnittswerte. Die beiden Extremwerte Minimum und Maximum ergeben sich aus der kleinsten und grössten monatlichen Rendite, die in der Stichprobe erfasst wurden. Das querschnittsbezogene Vorgehen zur Berechnung von Durchschnitt, Standardabweichung und Median für die Stichprobe gewichtet die Renditen am Ende des Stichprobenzeitraumes stärker als am Anfang, weil am Ende der Messperiode mehr Renditen bzw. Fonds vorhanden sind als am Anfang der Untersuchungsperiode. Um dieser Verzerrung entgegenzuwirken, werden für die Stichprobe der Durchschnitt, die Standardabweichung und der Median in einem Schritt aus sämtlichen Renditen der Stichprobe (cross-sections Renditen und time series Renditen) gebildet. Der Divisor für Durchschnitt und Standardabweichung entspricht dabei der totalen Anzahl an Renditebeobachtungen innerhalb der Stichprobe. Diese Methodik gewichtet die Renditen des gesamten Stichprobenzeitraumes gleich stark und wird in der Tabelle 9 mit gleichgewichtet bezeichnet. Die beiden Extremwerte Minimum und Maximum ergeben sich wiederum aus der kleinsten und grössten monatlichen Rendite, die in der Stichprobe registriert wurden und sind somit identisch mit den Extremwerten aus der querschnittsbezogenen Vorgehensweise.

Die Renditen der untersuchten Aktienfonds basieren auf unterschiedlichen Rechnungswährungen. Um die Renditen ohne Währungs-Bias miteinander vergleichen zu können, werden sämtliche Preiszeitreihen der Swissca- und UBS-Fonds zuerst in USD umgerechnet. Die Ergebnisse in der Tabelle 9 basieren auf den monatlichen Fondsrenditen. Der Abschnitt A bzw. B verwendet Daten der Swissca Fondsleitung AG bzw. Daten von UBS Global Asset Management. Es zeigt sich, dass die Fondsrenditen aus der UBS-Stichprobe im Vergleich zur Swissca-Stichprobe sowohl querschnittsbezogen als auch gleichgewichtet einen leicht höheren Durchschnitt und eine leicht höhere Standardabweichung aufweisen. Das Rendite/Risiko-Verhältnis, $\bar{r}/\sigma$, aller Swissca-Fonds beträgt im Querschnitt -0.96% / 7.02% = -0.14 bzw. im Gleichgewicht -0.81% / 7.32% = -0.11, wobei das Rendite/Risiko-Verhältnis aller UBS-Fonds im Querschnitt mit -0.90% / 7.75% = -0.12 bzw. im Gleichgewicht mit -

0.63% / 8.01% = -0.08 ebenfalls höher ausfällt als das entsprechende Rendite/Risiko-Verhältnis der Swissca-Fonds.

Bei einer negativen Rendite ist das Rendite/Risiko-Verhältnis schwierig zu interpretieren, weil ein höheres Risiko bei konstant bleibender negativer Rendite zu einem höheren bzw. besseren Rendite/Risiko-Verhältnis führt. Erstrebenswert ist aber die Erzielung einer hohen Rendite mit einem möglichst tiefen Risiko. Um diese Fehlinterpretation auszuschliessen, werden die Durchschnittswerte in beiden Stichproben (Swissca und UBS) sowohl im Querschnitt als auch im Gleichgewicht um 1% Punkt angehoben, so dass alle Rendite/Risiko-Verhältnisse positiv werden. Das Rendite/Risiko-Verhältnis der Swissca-Fonds im Querschnitt in der Höhe von 0.04% / 7.02% = 0.006 bzw. im Gleichgewicht in der Höhe von 0.19% / 7.32% = 0.03 bleibt aber unter dem jeweiligen Rendite/Risiko-Verhältnis der UBS-Fonds mit 0.10% / 7.75% = 0.013 im Querschnitt bzw. 0.37% / 8.01% = 0.05 im Gleichgewicht.
Die durchschnittliche monatliche Rendite der Länder-Fonds übersteigt im untersuchten Zeitraum diejenige der Sektoren-Fonds. Diese Überschussrendite beträgt im Querschnitt 1.68% - 0.47% = 1.21% in der Swissca-Stichprobe und 1.94% - 0.51% = 1.43% in der UBS-Stichprobe. Im Gleichgewicht sind es 1.05% bei der Swissca und 0.72% bei der UBS.

Bei einer monatlichen Durchschnittsrendite von -1%, einer durchschnittlichen Standardabweichung der Renditen von 7.50% pro Monat und durchschnittlich 50 monatlichen Beobachtungen ergibt sich ein t-Wert von $\frac{\bar{r}}{\sigma / \sqrt{T}} = \frac{-1\%}{7.50\% / \sqrt{50}} = -0.94$. Das heisst, dass die Durchschnittsrendite bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% sich nicht statistisch signifikant von Null unterscheidet. Die monatliche durchschnittliche Renditedifferenz zwischen den beiden Stichproben beträgt rund 0.81% - 0.63% = 0.18%. Da die durchschnittliche Standardabweichung der Renditedifferenzen den Wert von 0.64% pro Monat (dann $t = 2$) übersteigt, bedeutet dies, dass keine der Renditedifferenzen zwischen der Swissca- und UBS-Stichprobe statistisch signifikant ist. Diese Ähnlichkeit der Resultate beider Stichproben lässt den Schluss zu, dass die Swissca-Stichprobe für die Grundgesamtheit der Aktienfonds repräsentativ ist.

Die Ergebnisse in der Tabelle 10 basieren auf den quartalsweisen Fondsrenditen. Abschnitt A beinhaltet die Swissca Fondsleitung AG Daten und Abschnitt B fasst die Daten von UBS

Global Asset Management zusammen. Aus Tabelle 10 wird ersichtlich, dass die Fondsrenditen aus der UBS-Stichprobe im Vergleich zur Swissca-Stichprobe sowohl im Querschnitt als auch im Gleichgewicht einen leicht höheren Durchschnitt und eine leicht höhere Standardabweichung aufweisen. Das Rendite/Risiko-Verhältnis, $\bar{r}/\sigma$, aller Swissca-Fonds beträgt im Querschnitt -2.76% / 13.30% = -0.21 bzw. im Gleichgewicht -2.38% / 13.65% = -0.17, wobei das Rendite/Risiko-Verhältnis aller UBS-Fonds im Querschnitt mit -2.49% / 15.10% = -0.16 bzw. im Gleichgewicht mit -1.81% / 15.35% = -0.12 höher ausfällt als das entsprechende Rendite/Risiko-Verhältnis der Swissca-Fonds.

Aufgrund der negativen Rendite/Risiko-Verhältnisse werden bei der quartalsweisen Beobachtungshäufigkeit die Durchschnittswerte der Swissca- und UBS-Fonds im Querschnitt als auch im Gleichgewicht um 3% Punkte angehoben. Das Rendite/Risiko-Verhältnis der Swissca steigt im Querschnitt von -0.21 auf 0.02, dasjenige der UBS von -0.16 auf 0.03. Im Gleichgewicht steigt das Rendite/Risiko-Verhältnis der Swissca von -0.17 auf 0.05, bei der UBS von -0.12 auf 0.08. Die Verhältnisse zwischen Rendite und Risiko bleiben somit bei den Swissca-Fonds auch nach Anheben der Durchschnittswerte tiefer als die entsprechenden Rendite/Risiko-Verhältnisse der UBS-Fonds.

Die durchschnittliche Rendite pro Quartal der Länder-Fonds übersteigt im untersuchten Zeitraum diejenige der Sektoren-Fonds. Diese Überschussrendite beträgt im Querschnitt 3.11% in der Swissca-Stichprobe und 3.90% in der UBS-Stichprobe. Im Gleichgewicht sind es 2.64% bei der Swissca und 2.03% bei der UBS.

Bei einer quartalsweisen Durchschnittsrendite von -3%, einer durchschnittlichen Standardabweichung der Renditen von 14.50% pro Quartal und durchschnittlich 16 quartalsweisen Beobachtungen ergibt sich ein t-Wert von $\frac{\bar{r}}{\sigma/\sqrt{T}} = \frac{-3\%}{14.50\%/\sqrt{16}} = -0.83$. Das heisst, dass die Durchschnittsrendite bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% sich nicht statistisch signifikant von Null unterscheidet. Die quartalsweise durchschnittliche Renditedifferenz zwischen den beiden Stichproben beträgt rund 2.38% - 1.81% = 0.57%. Da die durchschnittliche Standardabweichung der Renditedifferenzen den Wert von 1.12% pro Quartal (dann $t = 2$) übersteigt, bedeutet dies, dass keine der Renditedifferenzen zwischen der Swissca- und UBS-Stichprobe statistisch signifikant ist. Diese Ähnlichkeit der Resultate beider Stichproben lässt den Schluss zu, dass die Swissca-Stichprobe auch bei quartalsweiser Beobachtungshäufigkeit für die Grundgesamtheit der Aktienfonds repräsentativ ist.

Tabelle 9

Statistik der Fondsrenditen pro Monat für zwei Aktienfonds-Stichproben

Bei sämtlichen Renditen handelt es sich um stetige Renditen nach Abzug der Kosten. Die Fondsrenditen basieren auf Preiszeitreihen in der Währung USD. Ausgeschüttete Dividenden werden reinvestiert. Die Tabelle zeigt Durchschnitt, Standardabweichung, Minimum, Median und Maximum der Fondsrenditen in Prozent pro Monat jeweils querschnittsbezogen und gleichgewichtet. Im Gleichgewicht werden die unterschiedlichen Längen der Beobachtungszeiträume berücksichtigt. Die monatlichen Fondsrenditen werden für drei verschiedene Fondsgruppen (Alle Fonds, Länder-Fonds und Sektoren-Fonds) analysiert. Der Abschnitt A zeigt die Daten von der Swissca Fondsleitung AG. Diese Stichprobe besteht aus 25 Aktienfonds (7 Regionen, 10 Länder, 8 Sektoren und 4 Small and Mid Cpas) in einem Zeitraum von 06/1997 bis und mit 10/2002 (64 monatliche Beobachtungen). Der Abschnitt B zeigt die Daten von UBS Global Asset Management. Diese Stichprobe besteht aus 64 Aktienfonds (20 Regionen, 30 Länder, 13 Sektoren und 10 Small and Mid Caps) in einem Zeitraum von 06/1997 bis und mit 10/2002 (64 monatliche Beobachtungen). Im Abschnitt C und D befinden sich die querschnittsbezogenen bzw. gleichgewichteten Rendite/Risiko-Verhältnisse der beiden Stichproben. Da ein negatives Rendite/Risiko-Verhältnis schwierig zu interpretieren ist, werden die negativen Renditewerte um 1% Punkt angehoben. Eine solche Anhebung wird mit einem (+) gekennzeichnet. Im Gegensatz zu Abschnitt A und B beinhaltet bei C und D die vierte Spalte nicht das Minimum sondern das Rendite/Risiko-Verhältnis.

Fonds-gruppe	Durchschnitt	Standard-Abweichung	Minimum	Median	Maximum	Anzahl Fonds
A: Swissca Fondsleitung AG Daten						
Querschnitt						
Alle Fonds	-0.96	7.02	-31.31	-0.69	42.30	25
Länder-Fonds	-0.47	6.51	-28.20	-0.46	18.51	10
Sektoren-Fonds	-1.68	7.35	-31.31	-0.87	42.30	8
Gleichgewicht						
Alle Fonds	-0.81	7.32	-31.31	-0.40	42.30	25
Länder-Fonds	-0.46	6.56	-28.20	0.16	18.51	10
Sektoren-Fonds	-1.51	8.25	-31.31	-1.19	42.30	8
B: UBS Global Asset Management Daten						
Querschnitt						
Alle Fonds	-0.90	7.75	-62.85	-0.42	43.68	64
Länder-Fonds	-0.51	7.03	-33.16	-0.37	29.74	30
Sektoren-Fonds	-1.94	9.25	-33.23	-0.41	43.68	13
Gleichgewicht						
Alle Fonds	-0.63	8.01	-62.85	-0.23	43.68	64
Länder-Fonds	-0.46	7.29	-33.16	-0.11	29.74	30
Sektoren-Fonds	-1.18	9.61	-33.23	-0.66	43.68	13
C: Rendite/Risiko-Verhältnis Querschnitt						
Alle Fonds Swissca	-0.96	7.02	-0.14			25
Alle Fonds Swissca (+)	0.04	7.02	0.01			25
Alle Fonds UBS	-0.90	7.75	-0.12			64
Alle Fonds UBS (+)	0.10	7.75	0.01			64
D: Rendite/Risiko-Verhältnis Gleichgewicht						
Alle Fonds Swissca	-0.81	7.32	-0.11			25
Alle Fonds Swissca (+)	0.19	7.32	0.03			25
Alle Fonds UBS	-0.63	8.01	-0.08			64
Alle Fonds UBS (+)	0.37	8.01	0.05			64

Tabelle 10

Statistik der Fondsrenditen pro Quartal für zwei Aktienfonds-Stichproben

Bei sämtlichen Renditen handelt es sich um stetige Renditen nach Abzug der Kosten. Die Fondsrenditen basieren auf Preiszeitreihen in der Währung USD. Ausgeschüttete Dividenden werden reinvestiert. Die Tabelle zeigt Durchschnitt, Standardabweichung, Minimum, Median und Maximum der Fondsrenditen in Prozent pro Quartal jeweils querschnittsbezogen und gleichgewichtet. Im Gleichgewicht werden die unterschiedlichen Längen der Beobachtungszeiträume berücksichtigt. Die quartalsweisen Fondsrenditen werden für drei verschiedene Fondsgruppen (Alle Fonds, Länder-Fonds und Sektoren-Fonds) analysiert. Der Abschnitt A zeigt die Daten von der Swissca Fondsleitung AG. Diese Stichprobe besteht aus 25 Aktienfonds (7 Regionen, 10 Länder, 8 Sektoren und 4 Small and Mid Cpas) in einem Zeitraum von 06/1997 bis und mit 10/2002 (21 quartalsweise Beobachtungen). Der Abschnitt B zeigt die Daten von UBS Global Asset Management. Diese Stichprobe besteht aus 64 Aktienfonds (20 Regionen, 30 Länder, 13 Sektoren und 10 Small and Mid Caps) in einem Zeitraum von 06/1997 bis und mit 10/2002 (21 quartalsweise Beobachtungen). Im Abschnitt C und D befinden sich die querschnittsbezogenen bzw. gleichgewichteten Rendite/Risiko-Verhältnisse der beiden Stichproben. Da ein negatives Rendite/Risiko-Verhältnis schwierig zu interpretieren ist, werden die negativen Renditewerte um 3% Punkte angehoben. Eine solche Anhebung wird mit einem (+) gekennzeichnet. Im Gegensatz zu Abschnitt A und B beinhaltet bei C und D die vierte Spalte nicht das Minimum sondern das Rendite/Risiko-Verhältnis.

Fondsgruppe	Durchschnitt	Standard-Abweichung	Minimum	Median	Maximum	Anzahl Fonds
A: Swissca Fondsleitung AG Daten						
Querschnitt						
Alle Fonds	-2.76	13.30	-46.00	-1.86	34.04	25
Länder-Fonds	-1.53	12.40	-46.00	-1.49	31.09	10
Sektoren-Fonds	-4.64	12.47	-39.48	-2.75	31.44	8
Gleichgewicht						
Alle Fonds	-2.38	13.65	-46.00	-1.29	34.04	25
Länder-Fonds	-1.49	12.36	-46.00	-1.01	31.09	10
Sektoren-Fonds	-4.13	13.54	-39.48	-1.65	31.44	8
B: UBS Global Asset Management Daten						
Querschnitt						
Alle Fonds	-2.49	15.10	-74.82	-1.24	50.75	64
Länder-Fonds	-1.46	13.47	-47.58	-1.13	44.15	30
Sektoren-Fonds	-5.36	17.69	-59.67	-1.25	50.75	13
Gleichgewicht						
Alle Fonds	-1.81	15.35	-74.82	-0.79	50.75	64
Länder-Fonds	-1.32	13.83	-47.58	-0.20	44.15	30
Sektoren-Fonds	-3.35	18.13	-59.67	-0.73	50.75	13
C: Rendite/Risiko-Verhältnis Querschnitt						
Alle Fonds Swissca	-2.76	13.30	-0.21			25
Alle Fonds Swissca (+)	0.24	13.30	0.02			25
Alle Fonds UBS	-2.49	15.10	-0.16			64
Alle Fonds UBS (+)	0.51	15.10	0.03			64
D: Rendite/Risiko-Verhältnis Gleichgewicht						
Alle Fonds Swissca	-2.38	13.65	-0.17			25
Alle Fonds Swissca (+)	0.62	13.65	0.05			25
Alle Fonds UBS	-1.81	15.35	-0.12			64
Alle Fonds UBS (+)	1.19	15.35	0.08			64

Fazit: Die Werte für Durchschnittsrendite, Standardabweichung und Rendite/Risiko-Verhältnis fallen bei den Swissca-Fonds im Vergleich zu den Fonds der UBS bei monatlichen und quartalsweisen Daten leicht tiefer aus. Die Länder-Fonds erzielen gegenüber den Sektoren-Fonds unabhängig von der Beobachtungshäufigkeit bei Swissca und UBS eine positive Überschussrendite. Die Renditedifferenzen zwischen Swissca- und UBS-Fonds sind sowohl pro Monat als auch pro Quartal gering und nicht signifikant.

7.3 Daten der Titelgewichte

Das erste Datenset beinhaltet die monatlichen und somit auch die quartalsweisen Portfoliogewichte der 25 Swissca-Aktienfonds im Zeitraum vom 30. Juni 1997 bis und mit 31. Oktober 2002. Die für viele Fonds monatlich publizierten Performanceberichte nennen meistens nur die 10 grössten Titelpositionen mit ihren prozentualen Gewichten im Portfolio, was im Durchschnitt etwa einem Fünftel aller gewichteten Einzelpositionen im Fonds entspricht. Die Daten mit sämtlichen Portfoliogewichten stammen von den Fondsbuchhaltungen. Sie berechnen täglich den Wert des Fondsvermögens, den Net Asset Value (NAV). Die Fondsbuchhaltung European Fund Administration (EFA) ist für die Swissca-Fonds mit Domizil Luxemburg verantwortlich. Die Swissca-Fonds mit Domizil Schweiz werden von der Fondsbuchhaltung Gérifonds betreut.

7.4 Zeitdauer zwischen den Titelgewichten

Es gilt die Annahme, dass das Benchmarkgewicht w_{bjtk} in Gleichung (3) und (4) aus dem Kapitel 4 zur öffentlichen Information im Zeitpunkt t gehört. Das Benchmarkgewicht w_{bjtk} basiert auf dem Titelgewicht w_{t-k} zum Zeitpunkt t – k. Der Zeitpunkt, ab wann das in der Vergangenheit liegende Portfoliogewicht w_{t-k} öffentliche Information wird, ist von seinem Publikationszeitpunkt abhängig.

Die Daten über die vollständige Zusammensetzung der Titel im Portfolio sind grundsätzlich nicht öffentlich zugänglich, sie werden aber auf Anfrage des Anlegers mit einer zeitlichen Verzögerung kommuniziert. Ab diesem Zeitpunkt gelten die Titelgewichte dann als öffentlich verfügbare Information. Die zeitliche Informationsverzögerung ist notwendig, um

Replikationen der Portfoliozusammensetzungen durch Aussenstehende zu verhindern. Die zehn grössten Fondspositionen werden jeden Monat mit einer monatlichen Verzögerung von der Swissca Fondsleitung AG publiziert. Der Zeitpunkt, ab wann diese Titelgewichte zur öffentlichen Information gehören, ist hier also bekannt. Ab welchem Zeitpunkt sämtliche Portfoliogewichte aber effektiv öffentliche Information werden, bleibt weiterhin unklar. Für die Berechnung der Titelgewichtsveränderungen verwenden wir bei den monatlichen Daten einen Zeitraum von $k = 1$ Monat zwischen den Titelgewichten. Bei den quartalsweisen Daten beträgt dieser Zeitraum $k = 3$ Monate. Die Kovarianzen zwischen den Gewichtsveränderungen der Titel und ihren zukünftigen Renditen basieren dabei auf derselben Datenfrequenz. Das heisst, die monatlichen (quartalsweisen) Gewichtsveränderungen werden immer mit den jeweiligen zukünftigen Renditen pro Monat (pro Quartal) verrechnet.

Die Simulation einer buy-and-hold Strategie ist bei der quartalsweisen Beobachtungshäufigkeit auf zwei verschiedene Arten möglich. Einerseits können die Titelgewichte quartalsweise angepasst werden, andererseits lässt sich das Quartal auch in 3 monatliche Simulationsphasen unterteilen. Beide Varianten wurden durchgeführt. Die Messergebnisse unterscheiden sich aber nur sehr minimal, was dazu führte, dass die zweite Variante in der vorliegenden Studie nicht weiter verfolgt wurde.

Der Einsatz täglicher Beobachtungshäufigkeiten macht wenig Sinn, weil der Portfoliomanager die Titelgewichte nicht täglich aktiv verändert. Die Verwendung monatlicher oder quartalsweiser Titelgewichtsveränderungen widerspiegelt somit die Tradingaktivitäten des Managers am genausten.

7.5 Daten der Titelrenditen

Das zweite Datenset beinhaltet die Preise bzw. Renditen für sämtliche sich in der Datenbank der Portfoliogewichte (erstes Datenset) befindenden Titel. Datastream liefert die Preiszeitreihen der Titel. Einige wenige Titel konnten über die Valoren – oder ISIN (International Security Identification Number) Nummer in Datastream nicht gefunden werden. Um auch für diese Titel eine Preiszeitreihe zu erhalten, übernehmen wir die Titelpreise aus dem ersten Datenset. Dieses Datenset besitzt zusätzlich zu den Titelgewichten auch die dazugehörigen Preisinformationen. Mit Hilfe des ersten Datensets ist es der Fondsbuchhaltung möglich, die einzelnen Titelpreise mit den Titelgewichten zu gewichten und anschliessend die gewichteten

Titelpreise aufzusummieren. Die Summe der gewichteten Titelpreise entspricht dem Net Asset Value (NAV) des Fonds.

Die Verwendung der Titelpreise bzw. Aktienkurse aus Datastream hat gegenüber dem ersten Datenset folgende Vorteile:

- Die Länge der Preiszeitreihe eines Titels aus dem ersten Datenset ist davon abhängig, wie lange der Portfoliomanager den betreffenden Titel im Portfolio hält. Wird der Titel nach Beginn der Untersuchung gekauft oder vor dem Ende der Untersuchung verkauft, geht relevante Preisinformation verloren. Im Gegensatz dazu ist die Preiszeitreihe aus Datastream von der Emission des Titels bis zu seiner Auflösung vollständig vorhanden. Lange historische Preiszeitreihen sind bei der Konditionierung der Performancemasse eine wichtige Voraussetzung. Die Anzahl der Beobachtungen muss bei einer konditionierten Regression mindestens so gross sein wie die Anzahl der verwendeten Konditionierungsvariablen. Des weitern gewinnen die durchgeführten Regressionen und ermittelten Durchschnittsrenditen mit langen Zeitreihen an statistischer Aussagekraft. Die maximale Länge der Preiszeitreihe beträgt in der vorliegenden Studie 65 Preisbeobachtungen bzw. 64 Renditebeobachtungen. Dasselbe gilt für die Gewichtszeitreihe. Sie beinhaltet maximal 65 Gewichtsbeobachtungen bzw. 64 Beobachtungen der Gewichtsveränderungen.
- Im Gegensatz zum ersten Datenset korrigiert Datastream die Preiszeitreihen der Titel rückwirkend bezüglich den Dividendenausschüttungen, Währungsumstellungen und Splittings. Die hier verwendete Stichprobe deckt zwei wichtige Ereignisse ab. Erstens, die unterschiedlichen Währungen Europas wurden am Jahreswechsel 1998/1999 auf die Einheitswährung Euro umgestellt. Zweitens, die gesetzliche Reduktion des Mindestnennwertes einer Aktie hat an der Schweizer Börse im Jahre 2001 eine regelrechte Splitwelle ausgelöst.

Es gilt die Annahme, dass sämtliche Cash-Positionen im Portfolio konstant 1% pro Jahr rentieren, d.h. 0.083% pro Monat bzw. 0.25% pro Quartal. Unter der Annahme, dass der Portfoliomanager die erwarteten Titelrenditen in der jeweiligen Währung des Titels definiert, werden die Preiszeitreihen der Titel nicht in eine gemeinsame Währung umgerechnet, wie das beim Renditevergleich (vgl. Tabelle 9 und 10) und bei den renditeorientierten Performancemassen der Fall ist.

7.6 Daten der Fonds- und Benchmarkrenditen

Das dritte Datenset bzw. die Datenbank des Fondsdaten-Providers Lipper Hindsight liefert für die renditeorientierten Performancemasse die monatlichen und quartalsweisen Renditezeitreihen der Swissca-Fonds und der dazugehörigen Benchmarks. Es handelt sich dabei um diskrete Renditen, welche in stetige Renditen umgerechnet werden. Die Fonds- und Benchmarkrenditen basieren auf Preiszeitreihen in der Währung USD. Die Renditen stammen aus dem Zeitraum 06/1997 bis und mit 10/2002, was 64 monatlichen bzw. 21 quartalsweisen Beobachtungen entspricht. Jeder Swissca-Fonds besitzt einen individuellen Benchmark, der von der Swissca Fondsleitung AG definiert wurde. Bei sämtlichen Renditezeitreihen der Fonds und Benchmarks wird die ausgeschüttete Dividende reinvestiert. Die Fondsrenditen werden nach Abzug der Fondskosten gemessen.

7.7 Daten der öffentlichen Informationsvariablen

Das vierte Datenset besteht aus den öffentlichen Informationsvariablen, welche für die konditionierte Performancemessung (Rendite- und Gewichtsmasse) benötigt werden. Die bis und mit zum Zeitpunkt t öffentlich verfügbare Information Z_t besteht aus vordefinierten Informationsvariablen, die die Titelrenditen für den Zeitraum t bis t + 1 teilweise voraussagen können. Es werden dabei solche Variablen eingesetzt, welche in der Finanzmarktforschung nachweislich für die Titel Teile der Risikoprämie bzw. Rendite über die Zeit hinweg erklären konnten. Dieselben Variablen erklären auch Teile der Portfoliorendite. Sämtliche Variablen entsprechen verzögerten Renditen, d.h. Renditen mit time lag bezüglich dem Zeitraum t bis t + 1. Es handelt sich um folgende öffentliche Informationsvariablen:

1. Die verzögerte Dividendenrendite des Benchmarks, DR(t – 1, t), im Zeitraum t – 1 bis t
2. Der verzögerte default spread, DS(t – 1), im Zeitpunkt t – 1
3. Der verzögerte term spread, TS(t – 1), im Zeitpunkt t – 1
4. Der verzögerte kurzfristige Zinssatz 3 Monats LIBOR, LI(t – 1), im Zeitpunkt t – 1
5. Die verzögerte Benchmarkrendite, BR(t – 1, t), im Zeitraum t – 1 bis t
6. Die verzögerte Titelrendite, TR(t – 1, t), im Zeitraum t – 1 bis t

Alle oben genannten Variablen stammen mit Ausnahme der Benchmarkrenditen aus Datastream. Die Benchmarkrenditen wurden der Datenbank von Lipper Hindsight entnommen. Die Notation t – 1 oder t + 1 bedeutet bei den monatlichen bzw. quartalsweisen Daten t ± 1 Monat bzw. t ± 1 Quartal. Eine Ausnahme bildet dabei der Zeitraum der Dividendenrendite. Er beträgt unabhängig von der Beobachtungshäufigkeit immer ein Jahr. Die erste Variable ist die verzögerte Dividendenrendite, DR(t – 1, t). Sie entspricht der Summe der ausgeschütteten Dividenden der Titel des jeweiligen Benchmark Portfolios im Zeitraum t – 1 Jahr bis t, dividiert durch den Wert dieses Portfolios zum Zeitpunkt t. Existierte der von der Swissca benutzte Benchmark in Datastream nicht, kam ein Datastream-Benchmark mit ähnlicher Titelzusammensetzung für die Bestimmung der Dividendenrendite zur Anwendung. Die zweite Variable ist der verzögerte default spread, DS(t – 1). Der default spread widerspiegelt die Renditedifferenz zwischen einem Corporate Bond mit einer tiefen und einer hohen Schuldnerbonität. Eine von einem Unternehmen emittierte Obligation mit einer tiefen Bonität erzielt im Durchschnitt eine höhere Rendite als eine Obligation mit einer hohen Bonität. Diese Renditedifferenz (spread) entspricht der Risikoprämie für die höhere Wahrscheinlichkeit eines Rückzahlungsversäumnisses durch ein Unternehmen mit einer relativ tief eingestuften Schuldnerbonität. Der default spread wird definiert als die Renditedifferenz zwischen dem nach Moody’s Rating klassifizierten BAA und AAA Corporate Bond. Die dritte Variable entspricht dem verzögerten term spread, TS(t – 1), welcher die Information über die Lage der Zinsstrukturkurve (normal, horizontal oder invers) verarbeitet. Der term spread wird definiert als die Renditedifferenz zwischen der 10 jährigen Staatsobligation und dem 3 Monats LIBOR. Bei einer normalen Zinsstrukturkurve ist der term spread gösser als null. Die vierte Variable ist der kurzfristige verzögerte Zinssatz, welcher mit dem verzögerten 3 Monats LIBOR, LI(t – 1), modelliert wird. Die fünfte Variable besteht aus der verzögerten Benchmarkrendite, BR(t – 1, t). Mit ihr ist die partielle Abbildung der Marktrendite möglich. Die sechste und letzte Variable beinhaltet die verzögerte Rendite des einzelnen Titels, TR(t – 1, t), im Portfolio. Mit der sechsten Variablen wird die Ausnutzung der seriellen Korrelation in den Titelrenditen berücksichtigt.

Die ersten vier Variablen entsprechen den Standardvariablen der Asset-Pricing Literatur. Mehrere Studien haben empirisch nachgewiesen, dass diese Variablen die Renditen der Titel und Portfolios teilweise prognostizieren können. Solche Studien wurden verfasst von Fama und Schwert (1977), Keim und Stambaugh (1986), Fama und French (1988, 1989) und Ferson et al. (2003, 2004). Die folgende Tabelle zeigt für die gesamte Stichprobe die durchschnittlichen Steigungskoeffizienten der Regressionen der monatlichen Portfoliorenditen auf eine Konstante und alle gelaggten oben beschriebenen Standardvariablen im Zeitraum 06/1997 bis 10/2002:

Dividend yield BM	Default spread	Term spread	3M LIBOR
-0.203	-0.029	-0.112	-0.211

Sämtliche Steigungskoeffizienten sind negativ und nicht siginfikant. Jegadeesh und Titman (1993) konnten bei monatlichen Titelrenditen mit einem Lag von 6 bis 12 Monaten eine positive serielle Korrelation feststellen. Die serielle Korrelation in den Titeln sowie die Korrelation zum gelaggten Benchmark, welche nur bei den Gewichtsmassen berücksichtigt werden, sind grösser als null aber statistisch ebenfalls nicht siginifikant.

7.8 Zuordnung der öffentlichen Informationsvariablen

Zuordnung von Titeln und Informationsvariablen bei den Gewichtsmassen:
Die Titelrenditen werden auf die Renditen der öffentlichen Informationsvariablen regressiert. Bei der Zusammenführung der Titelrenditen mit den Dividendenrenditen des Benchmarks ist der Bezug auf denselben Fonds ausschlaggebend. Analoges gilt bei der Regression der Titelrenditen auf die Benchmarkrenditen. Sowohl für die Dividendenrenditen des Benchmarks als auch für die Benchmarkrenditen gilt die Rechnungswährung des Fonds, wobei Fonds und Benchmark dieselbe Rechnungswährung besitzen. Der Default spread ist für sämtliche Titel identisch. Term spread und 3 Monats LIBOR existieren für verschiedene Währungen (USD, EUR, CHF, GBP, JPY) und werden über die titelspezifische Währung den Titelrenditen zugewiesen. Die Zuordnung der Titelrendite orientiert sich an der Titelrendite selbst.

Zuordnung von Portfolio und Informationsvariablen bei den Gewichtsmassen:
Die Portfoliorenditen werden auf die Renditen der öffentlichen Informationsvariablen regressiert. Bei der Zusammenführung der Portfoliorenditen mit den Dividendenrenditen des Benchmarks ist der Bezug auf denselben Benchmark ausschlaggebend. Die Benchmark-renditen werden hier vernachlässigt. Für die Dividendenrenditen des Benchmarks gilt die Rechnungswährung des Fonds. Der Default spread ist dem Portfolio fix zugeordnet. Term spread und 3 Monats LIBOR existieren für verschiedene Währungen (USD, EUR, CHF, GBP,

JPY) und werden über diejenige Währung, in die das Portfolio hauptsächlich investiert, den Portfoliorenditen zugewiesen. Titelrenditen sind auf der Portfolioebene nicht vorhanden.

Zuordnung von Portfolio und Informationsvariablen bei den Renditemassen:
Die Portfoliorenditen werden hier ebenfalls auf die Renditen der öffentlichen Informationsvariablen regressiert. Bei der Zusammenführung der Portfoliorenditen mit den Dividendenrenditen des Benchmarks ist der Bezug auf denselben Benchmark ausschlaggebend. Die Benchmarkrenditen werden im Sinne einer verzögerten Informationsvariablen vernachlässigt. Das heisst, bei der konditionierten renditeorientierten Performancemessung werden keine verzögerten Benchmarkrenditen eingesetzt. Die aktuellen Benchmarkrenditen bleiben jedoch aufgrund der Definition der Renditemasse bestehen. Für die Dividendenrenditen des Benchmarks gilt die Rechnungswährung des Fonds. Der Default spread ist dem Portfolio fix zugeordnet. Term spread und 3 Monats LIBOR existieren für verschiedene Währungen (USD, EUR, CHF, GBP, JPY) und werden über diejenige Währung, in die das Portfolio hauptsächlich investiert, den Portfoliorenditen zugewiesen. Titelrenditen sind auf der Portfolioebene nicht vorhanden.

Kapitel 8

Die empirischen Ergebnisse der Renditemasse

Das Kapitel 8 beschreibt und erklärt die empirischen Performanceresultate sowohl pro Portfolio als auch aggregiert für die gesamte Stichprobe. Die Präsentation der aggregierten Performanceresultate erfolgt sowohl im Querschnitt als auch im Gleichgewicht anhand der statistischen Kennzahlen: Durchschnittsperformance, Medianperformance und Anteil positiver Performanceresultate. Die jeweilige statistische Signifikanz dieser Kennzahlen ist über die t-Werte ablesbar. Für die Berechnungen der t-Statistiken siehe Gleichung (1) und (2). Kapitel 8 befasst sich mit den Renditemassen bzw. renditeorientierten Performancemassen. Dazu gehören die Überschussrendite, Alpha, unkonditioniertes Jensen's Alpha und konditioniertes Jensen's Alpha.

8.1 Statistische Kennzahlen für die Stichprobe

Die Präsentation der Performanceergebnisse auf der Stichprobenebene erfolgt sowohl im Querschnitt als auch im Gleichgewicht anhand der statistischen Kennzahlen: Durchschnittsperformance, Medianperformance und Anteil positiver Performanceresultate.

Der über den Querschnitt hinweg gebildete Durchschnitt der 25 zeitlichen durchschnittlichen Portfolioperformanceresultate entspricht der durchschnittlichen Performance der gesamten Stichprobe bzw. aller 25 Aktienfonds. Diese Vorgehensweise der Durchschnittsbildung gewichtet die zeitliche Durchschnittsperformance jedes einzelnen Portfolios gleich stark, was zu einer Übergewichtung der zeitlichen Beobachtungen am Ende des Stichprobenzeitraums führt. Der Grund dafür liegt darin, dass am Ende der untersuchten Zeitperiode mehr Fonds existieren, als dies zu Beginn der Fall war. Der im Gleichgewicht ermittelte Durchschnitt der 25 zeitlichen durchschnittlichen Portfolioperformanceresultate entspricht ebenfalls der durchschnittlichen Performance der gesamten Stichprobe bzw. aller 25 Aktienfonds. Diese Vorgehensweise der Durchschnittsbildung gewichtet bzw. multipliziert im Vorfeld die zeitliche Durchschnittsperformance jedes einzelnen Portfolios mit der fondsspezifischen Anzahl der zeitlichen Beobachtungen im Untersuchungszeitraum. Aus den einzelnen gewichteten Durchschnittswerten wird anschliessend der Durchschnittswert für die gesamte Stichprobe gebildet. Somit resultiert eine Gleichgewichtung der zeitlichen Beobachtungen im Stichprobenzeitraum. Der Divisor zur Durchschnittsbildung entspricht hier im Gegensatz zur obigen Methode nicht der Anzahl an untersuchten Portfolios, sondern der Anzahl sämtlicher zeitlicher Beobachtungen der Stichprobe. Bei der monatlichen Datenbasis sind dies über die Zeit insgesamt 1200 Beobachtungen, mit quartalsweisen Daten sind es deren 400.

Zur Bestimmung des querschnittbezogenen Medians sortieren wir die 25 Resultate der Durchschnittsperformance ab- oder aufsteigend. Derjenige Wert, der sich in der Mitte dieses sortierten Querschnitts befindet, bei der verwendeten Stichprobe ist das der 13. Wert, entspricht der Medianperformance im Querschnitt. Die zeitlichen Beobachtungen am Ende des Stichprobenzeitraums erhalten hier ebenfalls Übergewicht. Für die Berechnung des gleichgewichteten Medians werden die 25 Durchschnittsperformancewerte wieder zuerst ab- oder aufsteigend rangiert. Daraus resultiert eine Spalte mit 25 rangierten Werten, denen wir zusätzlich ihre jeweiligen eigenen Werte zeilenweise so zuordnen, dass sich an der Rangfolge nichts verändert. Die Anzahl der zusätzlichen eigenen Werte ergibt sich dabei aus der fondsspezifischen Anzahl der zeitlichen Beobachtungen im Stichprobenzeitraum. Der sich in der Mitte dieser erweiterten Rangfolge befindende Wert widerspiegelt die Medianperformance basierend auf den gleichgewichteten zeitlichen Beobachtungen. Der Median im Gleichgewicht befindet sich bei der Stichprobe mit monatlichen bzw. quartalsweisen Daten zwischen dem 600. und 601. bzw. 200. und 201. Wert. Weichen Durchschnitt und Median der aggregierten Portfolioperformance im Querschnitt bzw. Gleichgewicht stark voneinander ab, ist die Häufigkeitsverteilung der Renditemasse links- oder rechtsschief.

Der Anteil positiver Resultate im Querschnitt ergibt sich aus der Anzahl der Portfolios mit positiver Performance dividiert durch die Anzahl der gesamthaft untersuchten Portfolios. Für die Berechnung des Anteils positiver Resultate im Gleichgewicht dividieren wir die Summe der zeitlichen Beobachtungen aller Portfolios mit positiver Performance durch die gesamte Anzahl an zeitlichen Beobachtungen innerhalb der Stichprobe. Der Unterschied zwischen dem Anteil positiver Resultate im Querschnitt und demjenigen im Gleichgewicht liegt wiederum in der Über- oder Gleichgewichtung der zeitlichen Beobachtungen.

Zur Überprüfung, ob sich die Performanceresultate statistisch signifikant von null unterscheiden, wird für jedes ausgewiesene Resultat sowohl im Querschnitt als auch im Gleichgewicht der dazugehörige t-Wert ermittelt. Die t-Statistik für einen Durchschnittswert auf der Stichprobenebene lautet:

$$t = \frac{(\bar{x} - 0)}{\frac{\sigma_x}{\sqrt{N}}} \tag{1}$$

$\bar{x}$ = Durchschnitt der Variable x

0 = Nullpunkt

σ_x = Standardabweichung der Variable x

N = Anzahl der Beobachtungen

Die Gleichung (1) gilt ebenfalls für die t-Statistik der Überschussrendite und des unkonditionierten Gewichtsmasses (UWM). Bei der t-Statistik von Alpha, unkonditioniertem Jensen's Alpha, konditioniertem Jensen's Alpha und konditioniertem Gewichtsmass (CWM) muss die Standardabweichung durch den Standard Error ersetzt werden.

Die t-Statistik für den Median und den Anteil positiver Performanceresultate stammt von einem Binomialtest, wobei getestet wird, ob der Median sich signifikant von null unterscheidet bzw. signifikant positiv (oder signifikant negativ) ist, was dasselbe ist, wenn getestet wird, ob der jeweilige Anteil positiver Performanceresultate signifikant grösser (oder signifikant kleiner) als 0.50 ist. Um Doppelnennungen zu vermeiden, wird die t-Statistik für den Median vernachlässigt und ausschliesslich beim Anteilswert erwähnt. Die t-Statistik für einen Anteil positiver Performanceresultate auf der Stichprobenebene lautet:

$$t = \frac{(P - 0.5)}{\sqrt{\frac{(0.5)(0.5)}{N}}} \tag{2}$$

P = Anteil der positiven Performanceresultate

N = Anzahl der Beobachtungen

Erzielt ein Performanceresultat einen t-Wert von $t \geq |2|$, ist dieses Messergebnis mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% signifikant von Null verschieden.

8.2 Unterschied zwischen monatlichen und quartalsweisen Fondsrenditen

Die beiden Tabellen 9 und 10 zeigen, dass die durchschnittliche stetige Fondsrendite pro Monat bei negativem Vorzeichen rund dreimal grösser bzw. bei positivem Vorzeichen rund dreimal kleiner ausfällt als die durchschnittliche stetige Fondsrendite pro Quartal. Bleibt das Verhältnis von 1 zu 3 zwischen den monatlichen und quartalsweisen Renditen über die Zeit konstant, gilt dasselbe Verhältnis auch zwischen den monatlichen und quartalsweisen Renditemassen. Im Gegensatz zum Renditemass, welches dem Achsenabschnitt der Regressionsgeraden entspricht, verändert sich das Beta, d.h. die Steigung der Regressionsgeraden, aufgrund der unterschiedlichen Beobachtungshäufigkeit nicht. Da die monatlichen und quartalsweisen Renditen des Fonds bzw. Benchmarks vom Verhältnis 1 zu 3 abweichen, sind auch die auf Monats- und Quartalsdaten basierenden Renditemasse nicht exakt in diesem Verhältnis zueinander anzutreffen. Das Verhältnis von 1 zu 3 ist approximativ bei den einzelnen und aggregierten Resultaten der Renditemasse empirisch feststellbar. Eine grobe Abweichung dieses Verhältnisses ist beim Alpha und unkonditionierten Jensen’s Alpha der Länder-Fonds erkennbar. Dort sind die auf Quartalsdaten basierenden Resultate mit negativem Vorzeichen grösser als die entsprechenden negativen Resultate aus der monatlichen Datenerhebung. Wird mit gleichgewichteten Durchschnitten gearbeitet, sind sämtliche renditeorientierten Performancemasse mit Quartalsdaten betragsmässig grösser als diejenigen mit Monatsdaten.

8.3 Durchschnittsperformance im Querschnitt

Die Tabellen 12 bis und mit 15 präsentieren für jeden einzelnen Fonds die Ergebnisse bezüglich Überschuss-rendite, Alpha, unkonditioniertem Jensen’s Alpha und konditioniertem Jensen’s Alpha. Die Renditemasse arbeiten mit fondsspezifischen Benchmarks. Die Implementierung der öffentlich verfügbaren Information beim konditionierten Jensen-Mass orientiert sich an der Methodik von Ferson und Schadt (1996). Sämtliche Messungen werden sowohl in Prozent pro Monat als auch in Prozent pro Quartal ausgewiesen. Es zeigt sich deutlich, dass die meisten Werte der Renditemasse negativ sind. Nur sehr wenige Performancewerte sind statistisch signifikant. Die positive bzw. den Benchmark übertreffende Portfolioperformance erreicht ein tiefes Niveau und ist auf einige wenige Portfoliomanager verteilt.

Tabelle 12

Überschussrendite pro Monat und pro Quartal in USD

Fonds Nr.	Überschussrendite in % pro Monat	t-Statistik	Überschussrendite in % pro Quartal	t-Statistik
1	-0.0570	-0.42	-0.2429	-0.63
2	-0.1084	-0.38	-0.3191	-0.30
3	-0.0852	-0.40	-0.2546	-0.74
4	0.0180	0.05	-0.0064	-0.01
5	-0.3776	-1.38	-1.1616	-1.86
6	-0.1265	-0.56	-0.3826	-0.54
7	-0.2299	-1.22	-0.6351	-1.68
8	-0.2692	-1.30	-0.7483	-1.50
9	-0.1974	-1.07	-0.5592	-1.01
10	0.1354	0.85	0.3645	1.09
11	-0.1157	-0.49	-0.3885	-0.52
12	-0.2353	-0.83	-0.6989	-0.93
13	-0.3361	-1.80	-0.9456*	-2.24
14	-0.0773	-0.35	-0.2147	-0.35
15	-0.0319	-0.20	-0.1054	-0.25
16	-0.3195	-1.48	-1.1282*	-2.35
17	-0.1576	-0.59	-0.4922	-0.81
18	-0.2242	-1.42	-0.7116	-1.62
19	-0.0203	-0.06	0.2486	0.20
20	0.6190	1.12	2.4525	1.31
21	-0.0064	-0.01	-1.1335	-0.62
22	-0.2085	-1.40	-0.6981	-1.20
23	0.0015	0.01	0.0040	0.01
24	-0.2167	-0.46	-0.7441	-1.14
25	0.0216	0.14	0.0929	0.21
Minimum	-0.3776	-1.38	-1.1616	-1.86
Maximum	0.6190	1.12	2.4525	1.31

* bedeutet signifikant verschieden von null mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %
** bedeutet signifikant verschieden von null mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 %

Die Fondsnummern identifizieren die Aktienfonds der Swissca Fondsleitung AG. Die Überschussrendite ist die Differenz zwischen der durchschnittlichen Fondsrendite und der durchschnittlichen Benchmarkrendite. Es handelt sich dabei um stetige Renditen nach Abzug der Kosten. Die Preiszeitreihen basieren auf USD. Die Überschussrendite wird in Prozent pro Monat bzw. in Prozent pro Quartal ausgewiesen.

Tabelle 13

Alpha pro Monat und pro Quartal in USD

Fonds Nr.	Alpha in % pro Monat	t-Statistik	Alpha in % pro Quartal	t-Statistik
1	-0.0173	-0.13	-0.1341	-0.40
2	-0.1427	-0.54	-0.5380	-0.58
3	-0.1677	-0.71	-0.6121	-0.97
4	-0.0076	-0.02	0.2750	0.21
5	-0.4035	-1.47	-1.2656	-1.97
6	-0.0918	-0.43	-0.1839	-0.27
7	-0.2548	-1.35	-0.7185	-1.76
8	-0.2714	-1.32	-0.7436	-1.44
9	-0.1745	-0.95	-0.4741	-0.83
10	0.1295	0.83	0.3755	1.11
11	-0.0686	-0.30	0.0684	0.10
12	-0.1896	-0.67	-0.4660	-0.60
13	-0.3482	-1.87	-0.8713*	-2.09
14	-0.0858	-0.39	-0.2134	-0.37
15	0.0074	0.05	-0.0565	-0.13
16	-0.3189	-1.39	-1.2315*	-2.15
17	-0.1462	-0.54	-0.4376	-0.71
18	-0.2094	-1.38	-0.6163	-1.47
19	-0.1841	-0.53	-0.1415	-0.10
20	0.6485	1.11	2.8577	1.39
21	0.1785	0.31	-0.5513	-0.33
22	-0.2041	-1.36	-0.6950	-1.15
23	-0.0258	-0.12	-0.1118	-0.25
24	-0.3599	-0.72	-0.7477	-0.90
25	-0.0150	-0.10	0.0446	0.10
Minimum	-0.4035	-1.47	-1.2656	-1.97
Maximum	0.6485	1.11	2.8577	1.39

* bedeutet signifikant verschieden von null mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %
** bedeutet signifikant verschieden von null mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 %

Die Fondsnummern identifizieren die Aktienfonds der Swissca Fondsleitung AG. Das Alpha entspricht dem Achsenabschnitt einer linearen Single-Index Regression. Die Regression verarbeitet stetige Renditen nach Abzug der Kosten. Die Preiszeitreihen basieren auf USD. Alpha wird in Prozent pro Monat bzw. in Prozent pro Quartal ausgewiesen.

Tabelle 14

Unkonditioniertes Jensen's Alpha pro Monat und pro Quartal in USD

Fonds Nr.	unkondi. Jensen's Alpha in % pro Monat	t-Statistik	unkondi. Jensen's Alpha in % pro Quartal	t-Statistik
1	0.0068	0.05	-0.0522	-0.15
2	-0.1823	-0.69	-0.7640	-0.81
3	-0.1757	-0.74	-0.6282	-0.94
4	-0.0203	-0.05	0.4037	0.31
5	-0.4271	-1.54	-1.3622*	-2.04
6	-0.0599	-0.28	-0.0946	-0.13
7	-0.2671	-1.40	-0.7434	-1.74
8	-0.2590	1.26	-0.7391	-1.41
9	-0.1637	-0.89	-0.4502	-0.77
10	0.1200	0.77	0.3522	1.05
11	-0.0100	-0.04	0.3579	0.49
12	-0.1605	-0.56	-0.3681	-0.46
13	-0.3669	-1.96	-0.8092	-1.87
14	-0.0767	-0.35	-0.2155	-0.34
15	0.0085	0.05	-0.0548	-0.12
16	-0.3181	-1.36	-1.2448*	-2.09
17	-0.1345	-0.50	-0.4025	-0.64
18	-0.1829	-1.20	-0.5337	-1.25
19	-0.2174	-0.62	-0.2122	-0.15
20	0.6487	1.11	2.8612	1.39
21	0.2287	0.40	-0.4281	-0.25
22	-0.2008	-1.34	-0.6947	-1.15
23	-0.0359	-0.17	-0.1473	-0.33
24	-0.3725	-0.74	-0.7545	-0.89
25	-0.0290	-0.20	0.0273	0.06
Minimum	-0.4271	-1.54	-1.3622	-2.04
Maximum	0.6487	1.11	2.8612	1.39

* bedeutet signifikant verschieden von null mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %
** bedeutet signifikant verschieden von null mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 %

Die Fondsnummern identifizieren die Aktienfonds der Swissca Fondsleitung AG. Das unkonditionierte Jensen's Alpha ist Jensen's (1968) Performancemass. Es handelt sich hierbei um ein mit der risikolosen Rendite adjustiertes Alpha. Die Regression verarbeitet stetige Renditen nach Abzug der Kosten. Die Preiszeitreihen basieren auf USD. Das unkonditionierte Jensen's Alpha wird in Prozent pro Monat bzw. in Prozent pro Quartal ausgewiesen.

Tabelle 15

Konditioniertes Jensen's Alpha pro Monat und pro Quartal in USD

Fonds Nr.	kondi. Jensen's Alpha in % pro Monat	t-Statistik	kondi. Jensen's Alpha in % pro Quartal	t-Statistik
1	-0.0181	-0.13	-0.1339	-0.40
2	-0.1786	-0.69	-1.6475	-1.65
3	-0.1984	-0.74	-0.1186	-0.15
4	-0.0240	-0.07	-0.5459	-0.30
5	-0.5123*	-2.04	-0.6636	-0.72
6	0.0306	0.13	-0.0807	-0.11
7	-0.2897	-1.51	-0.8013	-1.77
8	-0.2247	-0.96	-0.6660	-1.08
9	-0.1254	-0.64	-0.3824	-0.59
10	0.1173	0.74	0.5770	1.48
11	-0.0183	-0.08	0.1523	0.20
12	-0.1755	-0.61	-0.5299	-0.68
13	-0.3605	-1.71	-0.6313	-1.00
14	-0.0526	-0.22	-0.5282	-0.79
15	-0.0403	-0.25	-0.2528	-0.46
16	-0.4557*	-2.08	-1.0135	-1.85
17	-0.1376	-0.51	-0.4105	-0.64
18	-0.1559	-0.98	-0.3171	-0.61
19	-0.1604	-0.44	0.5139	0.50
20	0.3729	0.70	1.7334	0.92
21	-0.2417	-0.32	-0.4150	-0.20
22	-0.2643	-1.66	-1.0030	-1.61
23	0.0649	0.29	0.1326	0.37
24	-0.5661	-1.08	-0.6147	-0.71
25	-0.0479	-0.32	-0.1354	-0.33
Minimum	-0.5661	-1.08	-1.6475	-1.65
Maximum	0.3729	0.70	1.7334	0.92

* bedeutet signifikant verschieden von null mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %
** bedeutet signifikant verschieden von null mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 %

Die Fondsnummern identifizieren die Aktienfonds der Swissca Fondsleitung AG. Das auf öffentliche Information konditionierte Jensen’s Alpha ist Ferson und Schadt’s (1996) konditioniertes Jensen-Mass. Die Regression verarbeitet stetige Renditen nach Abzug der Kosten. Die Preiszeitreihen basieren auf USD. Das konditionierte Jensen’s Alpha wird in Prozent pro Monat bzw. in Prozent pro Quartal ausgewiesen.

Die Tabellen 16 bis und mit 19 präsentieren die Performanceresultate für drei verschiedene Fondsgruppen. Die Gruppe mit der Bezeichnung Alle Fonds beinhaltet sämtliche 25 Aktienfonds der Stichprobe. Die Gruppe der Länder-Fonds besteht aus 10 Portfolios, diejenige der Sektoren-Fonds zählt 8 Mitglieder. Der über den Querschnitt jeder Fondsgruppe hinweg gebildete Durchschnitt ist unabhängig vom gewählten Renditemass bei sämtlichen Fondsgruppen sowohl mit monatlichen als auch mit quartalsweisen Daten negativ. Bewegen wir uns innerhalb der Tabellen von der Überschussrendite nach rechts zum konditionierten Jensen-Mass, sind bei den Monatsdaten zwei Trends erkennbar. Die Performance der Länder-Fonds steigt mit Ausnahme des konditionierten Jensen's Alphas an, während sie bei den Sektoren-Fonds fällt. Ohne die Resultate der konditionierten Jensen-Masse gilt dies auch für die Quartalsdaten.

Die durchschnittliche Überschussrendite der Länder-Fonds beträgt -0.0546% pro Monat bzw. -0.1069% pro Quartal. Das durchschnittliche Alpha ist -0.0463% pro Monat bzw. -0.0344% pro Quartal, das durchschnittliche unkonditionierte Jensen's Alpha misst monatlich -0.0406% bzw. quartalsweise -0.0249% und das durchschnittliche konditionierte Jensen's Alpha weist für die Länder-Fonds -0.0604% pro Monat bzw. -0.2872% pro Quartal aus. Die durchschnittliche Überschussrendite der Sektoren-Fonds beträgt im Monat -0.2081% bzw. im Quartal -0.6505%. Das durchschnittliche Alpha ermittelt pro Monat -0.2391% bzw. pro Quartal -0.6922%, das durchschnittliche nicht konditionierte Jensen's Alpha misst -0.2460% monatlich bzw. -0.6948% quartalsweise und das durchschnittliche konditionierte Jensen's Alpha weist für die Sektoren-Fonds -0.3051% pro Monat bzw. -0.4745% pro Quartal aus.

8.4 Durchschnittsperformance im Gleichgewicht und Fondskosten

Nun betrachten wir in den Tabellen 16 bis und mit 19 die Performanceresultate gleichgewichteter Durchschnitte. Die Ergebnisse von im Querschnitt und im Gleichgewicht gebildeter Durchschnitte sind qualitativ ähnlich. Der gleichgewichtete Durchschnitt fällt ebenfalls unabhängig vom gewählten Renditemass bei sämtlichen Fondsgruppen sowohl mit monatlichen als auch mit quartalsweisen Daten negativ aus. Die Monatsperformance der Länder-Fonds erhöht sich von der Überschussrendite bis und mit zum nicht konditionierten Jensen-Mass. Alpha und unkonditioniertes Jensen's Alpha sind statistisch nicht signifikant. Die Monatsperformance der Sektoren-Fonds sinkt beim Gang von der Überschussrendite bis und mit konditioniertes Jensen's Alpha. Sämtliche Resultate sind hier signifikant. Werden die konditionierten Performancemasse nicht berücksichtigt, gilt obige Beschreibung auch für die Quartalsdaten mit der Ausnahme, dass die Überschussrendite der Länder-Fonds nicht mehr signifikant ist.

Für die gleichgewichteten Portfolios beträgt der monatliche Durchschnittswert der unkonditionierten Jensen's Alphas minus 11 Basispunkte und derjenige der konditionierten Jensen's Alphas minus 13 Basispunkte. Beide Werte sind statistisch signifikant und implizieren eine annualisierte Under-Performance von 1.32% bzw. 1.54%. Die entsprechenden annualisierten quartalsweisen Durchschnittswerte ergeben eine signifikante Under-Performance von 1.14% bzw. 1.46%.

Da die Fondskosten dem Fondsvermögen direkt abgezogen werden und somit die Rendite des Fonds schmälern, ist es für den Portfoliomanager schwierig, die Rendite des Benchmark-Portfolios, dessen Vermögen keinen Kostenabzug enthält, zu übertreffen. Empirisch macht sich das über die negativen Renditemasse deutlich bemerkbar. Um die Performance vor Abzug der Kosten zwischen den drei Fondsgruppen vergleichen zu können, verrechnen wir die Performanceresultate mit den gruppenspezifischen Durchschnittskosten. Die Fondskosten entsprechen der Total Expense Ratio (TER). Dieses Kostenmass beträgt für die gesamte Stichprobe (Fondsgruppe mit der Bezeichnung Alle Fonds) im Durchschnitt 1.53% pro Jahr. Bei den Länder-Fonds sind es pro Jahr durchschnittlich 1.33%, für die Sektoren-Fonds gilt im Durchschnitt ein TER in der Höhe von jährlich 1.67%. Für den Vergleich von Monatsperformance, Quartalsperformance und TER per annum werden die unkonditionierten und konditionierten Jensen's Alphas annualisiert. Die Renditemasse Überschussrendite und Alpha sind hier vernachlässigbar, weil ihre Resultate denjenigen des unkonditionierten Jensen's Alphas in etwa entsprechen. Anschliessend addieren wir die jährlichen TER's zu den annualisierten Renditemassen hinzu. Die daraus resultierenden Performancemasse sind nun vor Kosten innerhalb und zwischen den Fondsgruppen direkt miteinander vergleichbar. Die Tabelle 20 enthält eine Übersicht dieser Performancemasse vor und nach Abzug der Fondskosten.

In der Stichprobe mit Monatsdaten gelingt es den Managern der Länder-Fonds ihren jeweiligen Benchmark sowohl im unkonditionierten als auch konditionierten Fall vor Kosten zu schlagen. Die Manager der Sektoren-Fonds erzielen gegenüber ihren Benchmarks keine Out-Performance. Die durchschnittliche Portfolioperformance lässt sich absteigend nach Länder-Fonds, Alle Fonds und Sektoren-Fonds rangieren. Im unkonditionierten Fall vor Abzug der Fondskosten lautet die Rangfolge dieser auf Monatsdaten basierenden annualisierten Werte 0.25%, 0.21% und -0.87%. Bei der konditionierten Analyse ergibt sich die Rangfolge in der Form von 0.23%, -0.01% und -1.50%. Wird die durchschnittliche Portfolioperformance vor Kosten mit Quartalsdaten berechnet, sind im nicht konditionierten Fall die annualisierten Resultate der beiden Fondsgruppen Länder-Fonds und Alle Fonds mit 0.38% bzw. 0.39% fast identisch. Für die Sektoren-Fonds gelten pro Jahr -0.70%. Die oben genannte Rangfolge unterliegt somit einer leichten Veränderung. Betrachten wir die konditionierten Werte, kommt es zu einer vollständigen Umkehrung der auf monatlichen Daten basierenden Rangfolge. Die annualisierte durchschnittliche Portfolioperformance lässt sich nun absteigend nach Sektoren-Fonds, Alle Fonds und Länder-Fonds bzw. 0.11%, 0.07% und -0.45% rangieren. Im Vergleich zu den Rangfolgen basierend auf den Monatsdaten sind die Rangfolgen der Fondsgruppen mit Quartalsdaten wegen ihrer geringeren Anzahl an Beobachtungen weniger aussagekräftig.

8.5 Medianperformance

In den Tabellen 16 bis und mit 19 liefern Median- und Durchschnittsperformance qualitativ ähnliche Aussagen. Der Median ist wie der Durchschnitt immer negativ. Bewegen wir uns von Alpha nach rechts bis und mit zum konditionierten Jensen's Alpha, steigt die im Querschnitt und Gleichgewicht gemessene monatliche Medianperformance der Länder-Fonds an, während diejenige der Sektoren-Fonds sich verringert. Bei der quartalsweisen Medianperformance sind diese beiden gegenläufigen Trends nicht erkennbar. Für die über den Querschnitt hinweg gebildete Medianperformance gilt, dass die Medianwerte der Länder-Fonds bzw. Sektoren-Fonds unabhängig von der Beobachtungshäufigkeit immer über bzw. unter den Medianwerten der gesamten Stichprobe liegen. Bei der gleichgewichteten Medianperformance sind die Medianwerte der Länder-Fonds und der gesamten Stichprobe für die meisten Renditemasse identisch.

8.6 Anteil positiver Performanceresultate

Der Anteil positiver Resultate im Querschnitt resultiert aus der Anzahl der Portfolios mit positiver Performance dividiert durch die totale Anzahl untersuchter Portfolios. Für die Berechnung des Anteils positiver Resultate im Gleichgewicht dividieren wir die Summe der zeitlichen Beobachtungen aller Portfolios mit positiver Performance durch die Gesamtanzahl an zeitlichen Beobachtungen in der Stichprobe. Ein Binomialtest prüft, ob der Anteil der positiven Performancewerte signifikant grösser (oder signifikant kleiner) als 0.50 ist, was dasselbe ist, wenn getestet wird, ob der Median sich signifikant von Null unterscheidet.

Der t-Wert des Binomialtests lehnt im Querschnitt für die Stichprobe insgesamt und die Sektoren-Fonds die Nullhypothese, dass die negative Medianperformance der monatlichen Überschussrendite gleich null ist, mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% ab. Dasselbe gilt für die negative Medianperformance von Alpha, unkonditioniertem Jensen's Alpha und konditioniertem Jensen's Alpha. Dabei erfolgt die Ablehnung der Nullhypothese sowohl mit monatlichen als auch mit quartalsweisen Daten (vgl. Tabellen 16 bis und mit 19).

Die Nullhypothese, welche besagt, dass der negative Median der Überschussrendite pro Monat im Gleichgewicht dem Wert null entspricht, wird mit 5% Irrtumswahrscheinlichkeit für die gesamte Stichprobe und die Länder-Fonds verworfen. Dasselbe gilt für die verbleibenden auf monatlichen und quartalsweisen Beobachtungen basierenden Renditemasse. Mit der Ausnahme, dass beim konditionierten quartalsweisen Jensen's Alpha der Länder-Fonds die Nullhypothese nicht abgelehnt werden kann (vgl. Tabellen 16 bis und mit 19).

8.7 Differenz zwischen unkonditioniertem und konditioniertem Renditemass

Aus der Differenz zwischen unkonditioniertem und konditioniertem Renditemass resultiert die Schätzung der Portfolioperformance basierend auf öffentlicher Information Z. Die Differenz zwischen einem unkonditionierten und konditionierten Durchschnittswert lässt sich auf zwei verschiedene Arten ermitteln. Erstens, wir rechnen auf der Fondsgruppenebene den durchschnittlichen unkonditionierten Wert minus den durchschnittlichen konditionierten Wert. Oder zweitens, wir erfassen auf der Portfolioebene die einzelnen Differenzen zwischen den nicht konditionierten und konditionierten Werten und bilden davon einen Durchschnittswert. Die jeweilige Differenzbildung für den Median- bzw. Anteilswert funktioniert ausschliesslich über die zweite Vorgehensweise, d.h. über die Bestimmung der portfoliospezifischen Differenzen. Basierend auf diesen Differenzen ist dann der Median bzw. Anteil positiver Performanceresultate zu ermitteln.

Mit Ausnahme der Sektoren-Fonds existiert in den Tabellen 18 und 19 weder mit monatlichen noch quartalsweisen Daten eine signifikante Differenz zwischen einem unkonditionierten und konditionierten Jensen's Alpha auf der Fondsgruppenebene. Das Ergebnis der nicht signifikanten Differenz ist konsistent mit den Erkenntnissen aus der Arbeit von Christopherson, Ferson und Glassman (1998b). Die Mediandifferenz zwischen dem nicht konditionierten und konditionierten Jensen's Alpha ist nur bei der Stichprobe der Sektoren-Fonds mit Monatsdaten signifikant von null verschieden.

8.8 Zusammenfassung der Ergebnisse

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass die Performance auf der Fondsgruppenebene vor Abzug der Fondskosten positiv bzw. nach Abzug der Fondskosten negativ ausfällt. Die Länder-Fonds erzielen eine bessere Performance als die Sektoren-Fonds. Die Renditemasse sind im Vergleich zu ihrer Standardabweichung bzw. Standard Error zu klein, was auf der Portfolioebene häufig zu nicht signifikanten Performanceresultaten führt. Anders verhält es sich jedoch mit aggregierten portfoliospezifischen Renditemassen. Auf der Ebene der Fondsgruppen sind die ermittelten Performanceresultate signifikant. Im nächsten Kapitel analysieren wir die gewichtsorientierten Performancemasse.

Tabelle 16

Renditeorientierte Performancemessung von Aktienfonds pro Monat

Bei den Fonds- und Benchmarkrenditen handelt es sich um monatliche stetige Renditen nach Abzug der Kosten. Sämtliche Renditen basieren auf Preiszeitreihen in der Währung USD. Die Daten stammen aus dem Zeitraum 06/1997 bis und mit 10/2002 (64 monatliche Beobachtungen). Jeder Fonds besitzt einen individuellen Benchmark, der von der Swissca Fondsleitung AG definiert wurde. Ausgeschüttete Dividenden werden reinvestiert. Die Überschussrendite ist die Differenz zwischen der durchschnittlichen Fondsrendite und der durchschnittlichen Benchmarkrendite gemessen in Prozent pro Monat. Das Alpha in Prozent pro Monat entspricht dem Achsenabschnitt einer linearen Single-Index Regression. Das unkonditionierte Jensen’s Alpha in Prozent pro Monat ist Jensen’s (1968) Performancemass. Es handelt sich hierbei um ein mit der risikolosen Rendite adjustiertes Alpha. Die zeitvariable risikolose Rendite entspricht dem 3 Monats LIBOR in Prozent pro Monat. Die Währung der risikolosen Rendite ist abhängig vom Anlageuniversum des Fonds. Die Tabelle zeigt die Performancemasse für drei verschiedene Fondsgruppen: Alle Fonds, Länder-Fonds und Sektoren-Fonds. Die Bezeichnung Alle Fonds beinhaltet die gesamte Stichprobe bestehend aus 25 Aktienfonds. Für jedes Performancemass kommt der Durchschnitt, Median und Anteil der Fonds mit positivem Performancemass jeweils querschnittsbezogen und gleichgewichtet zur Anwendung. Im Gleichgewicht werden die unterschiedlichen Längen der Beobachtungszeiträume berücksichtigt. Die t-Statistik für den Median und den Anteil der Fonds mit positivem Performancemass stammt von einem Binomialtest, wobei getestet wird, ob der Median positiv (oder negativ) ist, was dasselbe ist, wenn getestet wird, ob der jeweilige Anteil grösser (oder kleiner) als 0.50 ist. Die Notation der t-Statistik wird deshalb beim Median vernachlässigt.

Fonds-gruppe	Überschuss-rendite	t-Statistik	Alpha	t-Statistik	unkonditioniertes Jensen's Alpha	t-Statistik
Durchschnitt Querschnitt						
Alle Fonds	-0.1042	-2.64	-0.1089	-2.54	-0.1059	-2.40
Länder-Fonds	-0.0546	-0.69	-0.0463	-0.57	-0.0406	-0.50
Sektoren-Fonds	-0.2081	-3.56	-0.2391	-3.97	-0.2460	-3.97
Durchschnitt Gleichgewicht						
Alle Fonds	-0.1117	-3.65	-0.1141	-3.51	-0.1102	-3.31
Länder-Fonds	-0.1022	-2.05	-0.0957	-1.87	-0.0900	-1.74
Sektoren-Fonds	-0.1805	-2.94	-0.2062	-3.22	-0.2118	-3.25
Median Querschnitt						
Alle Fonds	-0.1157		-0.1462		-0.1605	
Länder-Fonds	-0.1121		-0.1143		-0.1056	
Sektoren-Fonds	-0.2326		-0.2869		-0.2926	
Median Gleichgewicht						
Alle Fonds	-0.1157		-0.1427		-0.1345	
Länder-Fonds	-0.1157		-0.1427		-0.1345	
Sektoren-Fonds	-0.2299		-0.2548		-0.2671	
Anteil der Fonds mit positivem Performancemass Querschnitt						
Alle Fonds	0.20	-3.00	0.16	-3.40	0.20	-3.00
Länder-Fonds	0.20	-1.90	0.20	-1.90	0.20	-1.90
Sektoren-Fonds	0.13	-2.09	0.13	-2.09	0.13	-2.09
Anteil der Fonds mit positivem Performancemass Gleichgewicht						
Alle Fonds	0.22	-2.80	0.14	-3.60	0.18	-3.20
Länder-Fonds	0.13	-2.34	0.15	-2.21	0.15	-2.21
Sektoren-Fonds	0.19	-1.75	0.19	-1.75	0.19	-1.75

Tabelle 17

Renditeorientierte Performancemessung von Aktienfonds pro Quartal

Bei den Fonds- und Benchmarkrenditen handelt es sich um quartalsweise stetige Renditen nach Abzug der Kosten. Sämtliche Renditen basieren auf Preiszeitreihen in der Währung USD. Die Daten stammen aus dem Zeitraum 06/1997 bis und mit 10/2002 (21 quartalsweise Beobachtungen). Jeder Fonds besitzt einen individuellen Benchmark, der von der Swissca Fondsleitung AG definiert wurde. Ausgeschüttete Dividenden werden reinvestiert. Die Überschussrendite ist die Differenz zwischen der durchschnittlichen Fondsrendite und der durchschnittlichen Benchmarkrendite gemessen in Prozent pro Quartal. Das Alpha in Prozent pro Quartal entspricht dem Achsenabschnitt einer linearen Single-Index Regression. Das unkonditionierte Jensen's Alpha in Prozent pro Quartal ist Jensen's (1968) Performancemass. Es handelt sich hierbei um ein mit der risikolosen Rendite adjustiertes Alpha. Die zeitvariable risikolose Rendite entspricht dem 3 Monats LIBOR in Prozent pro Quartal. Die Währung der risikolosen Rendite ist abhängig vom Anlageuniversum des Fonds. Die Tabelle zeigt die Performancemasse für drei verschiedene Fondsgruppen: Alle Fonds, Länder-Fonds und Sektoren-Fonds. Die Bezeichnung Alle Fonds beinhaltet die gesamte Stichprobe bestehend aus 25 Aktienfonds. Für jedes Performancemass kommt der Durchschnitt, Median und Anteil der Fonds mit positivem Performancemass jeweils querschnittsbezogen und gleichgewichtet zur Anwendung. Im Gleichgewicht werden die unterschiedlichen Längen der Beobachtungszeiträume berücksichtigt. Die t-Statistik für den Median und den Anteil der Fonds mit positivem Performancemass stammt von einem Binomialtest, wobei getestet wird, ob der Median positiv (oder negativ) ist, was dasselbe ist, wenn getestet wird, ob der jeweilige Anteil grösser (oder kleiner) als 0.50 ist. Die Notation der t-Statistik wird deshalb beim Median vernachlässigt.

Fonds-gruppe	Überschuss-rendite	t-Statistik	Alpha	t-Statistik	unkonditioniertes Jensen's Alpha	t-Statistik
Durchschnitt Querschnitt						
Alle Fonds	-0.3363	-2.35	-0.2875	-1.85	-0.2679	-1.69
Länder-Fonds	-0.1069	-0.36	-0.0344	-0.10	-0.0249	-0.07
Sektoren-Fonds	-0.6505	-3.65	-0.6922	-3.80	-0.6948	-3.70
Durchschnitt Gleichgewicht						
Alle Fonds	-0.3534	-3.38	-0.3054	-2.70	-0.2839	-2.39
Länder-Fonds	-0.2892	-1.61	-0.2439	-1.20	-0.2368	-1.11
Sektoren-Fonds	-0.5676	-3.07	-0.5934	-3.11	-0.5936	-3.05
Median Querschnitt						
Alle Fonds	-0.3885		-0.4660		-0.4025	
Länder-Fonds	-0.3538		-0.3255		-0.3090	
Sektoren-Fonds	-0.7215		-0.7331		-0.7490	
Median Gleichgewicht						
Alle Fonds	-0.3826		-0.4376		-0.3681	
Länder-Fonds	-0.3885		-0.4376		-0.4025	
Sektoren-Fonds	-0.6989		-0.7185		-0.7434	
Anteil der Fonds mit positivem Performancemass Querschnitt						
Alle Fonds	0.20	-3.00	0.20	-3.00	0.20	-3.00
Länder-Fonds	0.20	-1.90	0.20	-1.90	0.20	-1.90
Sektoren-Fonds	0.13	-2.09	0.13	-2.09	0.13	-2.09
Anteil der Fonds mit positivem Performancemass Gleichgewicht						
Alle Fonds	0.18	-3.20	0.22	-2.80	0.22	-2.80
Länder-Fonds	0.13	-2.34	0.14	-2.28	0.14	-2.28
Sektoren-Fonds	0.19	-1.75	0.19	-1.75	0.19	-1.75

Tabelle 18

Renditeorientierte Performancemessung von Aktienfonds pro Monat

Bei den Fonds- und Benchmarkrenditen handelt es sich um monatliche stetige Renditen nach Abzug der Kosten. Sämtliche Renditen basieren auf Preiszeitreihen in der Währung USD. Die Daten stammen aus dem Zeitraum 06/1997 bis und mit 10/2002 (64 monatliche Beobachtungen). Jeder Fonds besitzt einen individuellen Benchmark, der von der Swissca Fondsleitung AG definiert wurde. Ausgeschüttete Dividenden werden reinvestiert. Das unkonditionierte Jensen’s Alpha in Prozent pro Monat ist Jensen’s (1968) Performancemass. Das auf öffentliche Information konditionierte Jensen’s Alpha in Prozent pro Monat orientiert sich an der Methodik von Ferson und Schadt (1996). Die zeitvariable risikolose Rendite entspricht dem 3 Monats LIBOR in Prozent pro Monat. Das Anlageuniversum des Fonds bestimmt die Währung der risikolosen Rendite. Die Differenz ausgewiesen in Prozent pro Monat ergibt sich aus dem unkonditionierten Jensen’s Alpha minus dem konditionierten Jensen’s Alpha. Die öffentlichen Informationsvariablen zur Konditionierung sind die verzögerte Dividendenrendite des jeweiligen Benchmarks, der verzögerte default spread (die Renditedifferenz zwischen dem nach Moody’s Rating klassifizierten BAA und AAA Corporate Bond), der verzögerte term spread (die Renditedifferenz zwischen der 10 jährigen Staatsobligation und dem 3 Monats LIBOR) und der verzögerte 3 Monats LIBOR. Dividendenrenditen arbeiten mit einem einjährigen time lag. Die restlichen Informationsvariablen werden mit einem Lag von 1 Monat gemessen. Alle Informationsvariablen basieren auf einer Renditezeitreihe mit Monatsdaten. Das Anlageuniversum des Fonds bestimmt die Währung der Informationsvariablen. Die Tabelle zeigt die Performancemasse für drei verschiedene Fondsgruppen: Alle Fonds, Länder-Fonds und Sektoren-Fonds. Die Bezeichnung Alle Fonds beinhaltet die gesamte Stichprobe bestehend aus 25 Aktienfonds. Für jedes Performancemass kommt der Durchschnitt, Median und Anteil der Fonds mit positivem Performancemass jeweils querschnittsbezogen und gleichgewichtet zur Anwendung. Im Gleichgewicht werden die unterschiedlichen Längen der Beobachtungszeiträume berücksichtigt. Die t-Statistik für den Median und den Anteil der Fonds mit positivem Performancemass stammt von einem Binomialtest, wobei getestet wird, ob der Median positiv (oder negativ) ist, was dasselbe ist, wenn getestet wird, ob der jeweilige Anteil grösser (oder kleiner) als 0.50 ist. Die Notation der t-Statistik wird deshalb beim Median vernachlässigt.

Fonds-gruppe	unkonditioniertes Jensen's Alpha	t-Statistik	konditioniertes Jensen's Alpha	t-Statistik	Differenz	t-Statistik
Durchschnitt Querschnitt						
Alle Fonds	-0.1059	-2.40	-0.1465	-3.59	0.0406	1.67
Länder-Fonds	-0.0406	-0.50	-0.0604	-1.05	0.0198	0.62
Sektoren-Fonds	-0.2460	-3.97	-0.3051	-3.89	0.0591	2.30
Durchschnitt Gleichgewicht						
Alle Fonds	-0.1102	-3.31	-0.1281	-3.73	0.0179	1.02
Länder-Fonds	-0.0900	-1.74	-0.0919	-2.24	0.0019	0.09
Sektoren-Fonds	-0.2118	-3.25	-0.2644	-3.29	0.0526	2.25
Median Querschnitt						
Alle Fonds	-0.1605		-0.1559		0.0083	
Länder-Fonds	-0.1056		-0.0890		-0.0003	
Sektoren-Fonds	-0.2926		-0.3251		0.0227	
Median Gleichgewicht						
Alle Fonds	-0.1345		-0.1254		0.0037	
Länder-Fonds	-0.1345		-0.1254		-0.0037	
Sektoren-Fonds	-0.2671		-0.2897		0.0226	
Anteil der Fonds mit positivem Performancemass Querschnitt						
Alle Fonds	0.20	-3.00	0.16	-3.40	0.64	1.40
Länder-Fonds	0.20	-1.90	0.20	-1.90	0.50	0.00
Sektoren-Fonds	0.13	-2.09	0.13	-2.09	0.88	2.15
Anteil der Fonds mit positivem Performancemass Gleichgewicht						
Alle Fonds	0.18	-3.20	0.16	-3.40	0.61	1.10
Länder-Fonds	0.15	-2.21	0.13	-2.34	0.47	-0.19
Sektoren-Fonds	0.19	-1.75	0.19	-1.75	0.89	2.21

Tabelle 19

Renditeorientierte Performancemessung von Aktienfonds pro Quartal

Bei den Fonds- und Benchmarkrenditen handelt es sich um quartalsweise stetige Renditen nach Abzug der Kosten. Sämtliche Renditen basieren auf Preiszeitreihen in der Währung USD. Die Daten stammen aus dem Zeitraum 06/1997 bis und mit 10/2002 (21 quartalsweise Beobachtungen). Jeder Fonds besitzt einen individuellen Benchmark, der von der Swissca Fondsleitung AG definiert wurde. Ausgeschüttete Dividenden werden reinvestiert. Das unkonditionierte Jensen’s Alpha in Prozent pro Quartal ist Jensen’s (1968) Performancemass. Das auf öffentliche Information konditionierte Jensen’s Alpha in Prozent pro Quartal orientiert sich an der Methodik von Ferson und Schadt (1996). Die zeitvariable risikolose Rendite entspricht dem 3 Monats LIBOR in Prozent pro Quartal. Das Anlageuniversum des Fonds bestimmt die Währung der risikolosen Rendite. Die Differenz ausgewiesen in Prozent pro Quartal ergibt sich aus dem unkonditionierten Jensen’s Alpha minus dem konditionierten Jensen’s Alpha. Die öffentlichen Informationsvariablen zur Konditionierung sind die verzögerte Dividendenrendite des jeweiligen Benchmarks, der verzögerte default spread (die Renditedifferenz zwischen dem nach Moody’s Rating klassifizierten BAA und AAA Corporate Bond), der verzögerte term spread (die Renditedifferenz zwischen der 10 jährigen Staatsobligation und dem 3 Monats LIBOR) und der verzögerte 3 Monats LIBOR. Dividendenrenditen arbeiten mit einem einjährigen time lag. Die restlichen Informationsvariablen werden mit einem Lag von 1 Quartal gemessen. Alle Informationsvariablen basieren auf einer Renditezeitreihe mit Quartalsdaten. Das Anlageuniversum des Fonds bestimmt die Währung der Informationsvariablen. Die Tabelle zeigt die Performancemasse für drei verschiedene Fondsgruppen: Alle Fonds, Länder-Fonds und Sektoren-Fonds. Die Bezeichnung Alle Fonds beinhaltet die gesamte Stichprobe bestehend aus 25 Aktienfonds. Für jedes Performancemass kommt der Durchschnitt, Median und Anteil der Fonds mit positivem Performancemass jeweils querschnittsbezogen und gleichgewichtet zur Anwendung. Im Gleichgewicht werden die unterschiedlichen Längen der Beobachtungszeiträume berücksichtigt. Die t-Statistik für den Median und den Anteil der Fonds mit positivem Performancemass stammt von einem Binomialtest, wobei getestet wird, ob der Median positiv (oder negativ) ist, was dasselbe ist, wenn getestet wird, ob der jeweilige Anteil grösser (oder kleiner) als 0.50 ist. Die Notation der t-Statistik wird deshalb beim Median vernachlässigt.

Fonds-gruppe	unkonditioniertes Jensen's Alpha	t-Statistik	konditioniertes Jensen's Alpha	t-Statistik	Differenz	t-Statistik
Durchschnitt Querschnitt						
Alle Fonds	-0.2679	-1.69	-0.3113	-2.43	0.0434	0.48
Länder-Fonds	-0.0249	-0.07	-0.2872	-1.03	0.2623	1.89
Sektoren-Fonds	-0.6948	-3.70	-0.4745	-2.71	-0.2203	-2.23
Durchschnitt Gleichgewicht						
Alle Fonds	-0.2839	-2.39	-0.3662	-3.34	0.0823	1.03
Länder-Fonds	-0.2368	-1.11	-0.4455	-2.12	0.2087	1.85
Sektoren-Fonds	-0.5936	-3.05	-0.3889	-2.10	-0.2047	-2.26
Median Querschnitt						
Alle Fonds	-0.4025		-0.4105		-0.0131	
Länder-Fonds	-0.3090		-0.3965		0.2018	
Sektoren-Fonds	-0.7490		-0.6230		-0.2014	
Median Gleichgewicht						
Alle Fonds	-0.3681		-0.4105		0.0080	
Länder-Fonds	-0.4025		-0.4105		0.1980	
Sektoren-Fonds	-0.7434		-0.6147		-0.2248	
Anteil der Fonds mit positivem Performancemass Querschnitt						
Alle Fonds	0.20	-3.00	0.20	-3.00	0.48	-0.20
Länder-Fonds	0.20	-1.90	0.30	-1.26	0.70	1.26
Sektoren-Fonds	0.13	-2.09	0.13	-2.09	0.25	-1.41
Anteil der Fonds mit positivem Performancemass Gleichgewicht						
Alle Fonds	0.22	-2.80	0.18	-3.20	0.54	0.40
Länder-Fonds	0.14	-2.28	0.24	-1.64	0.70	1.26
Sektoren-Fonds	0.19	-1.75	0.19	-1.75	0.26	-1.36

Tabelle 20

Zusammenfassung der gleichgewichteten Renditemasse

Alle Fonds	pro Monat in %	pro Quartal in %
unkonditioniertes Jensen's Alpha	-0.1102	-0.2839
unkonditioniertes Jensen's Alpha annualisiert	-1.32	-1.14
TER p.a.	1.53	1.53
Portfolioperformance p.a. (vor Kosten)	0.21	0.39
konditioniertes Jensen's Alpha	-0.1281	-0.3662
konditioniertes Jensen's Alpha annualisiert	-1.54	-1.46
TER p.a.	1.53	1.53
abnormale Portfolioperformance p.a. (vor Kosten)	-0.01	0.07

Länder-Fonds	pro Monat in %	pro Quartal in %
unkonditioniertes Jensen's Alpha	-0.0900	-0.2368
unkonditioniertes Jensen's Alpha annualisiert	-1.08	-0.95
TER p.a.	1.33	1.33
Portfolioperformance p.a. (vor Kosten)	0.25	0.38
konditioniertes Jensen's Alpha	-0.0919	-0.4455
konditioniertes Jensen's Alpha annualisiert	-1.10	-1.78
TER p.a.	1.33	1.33
abnormale Portfolioperformance p.a. (vor Kosten)	0.23	-0.45

Sektoren-Fonds	pro Monat in %	pro Quartal in %
unkonditioniertes Jensen's Alpha	-0.2118	-0.5936
unkonditioniertes Jensen's Alpha annualisiert	-2.54	-2.37
TER p.a.	1.67	1.67
Portfolioperformance p.a. (vor Kosten)	-0.87	-0.70
konditioniertes Jensen's Alpha	-0.2644	-0.3889
konditioniertes Jensen's Alpha annualisiert	-3.17	-1.56
TER p.a.	1.67	1.67
abnormale Portfolioperformance p.a. (vor Kosten)	-1.50	0.11

Die Renditemasse erfassen für die drei Fondsgruppen Alle Fonds (gesamte Stichprobe), Länder-Fonds und Sektoren-Fonds die annualisierte (abnormale) Portfolioperformance vor und nach Abzug der Fondskosten. Die Fondskosten entsprechen der Total Expense Ratio (TER). Es handelt sich dabei um gleichgewichtete Durchschnittswerte, welche sowohl für den unkonditionierten als auch für den konditionierten Fall jeweils mit monatlichen und quartalsweisen Daten berechnet werden.

Kapitel 9

Die empirischen Ergebnisse der Gewichtsmasse

Das Kapitel 9 beschreibt und erklärt die empirischen Performanceresultate sowohl pro Portfolio als auch aggregiert für die gesamte Stichprobe. Die gewichtsorientierte Performancemessung umfasst das unkonditionierte Gewichtsmass (UWM) und das konditionierte Gewichtsmass (CWM). Abschliessend werden die Gemeinsamkeiten und Unterschiede zwischen den Resultaten der Rendite- und Gewichtsmasse aufgezeigt und interpretiert.

9.1 Unterschied zwischen monatlichen und quartalsweisen Titelrenditen

Das gewichtsorientierte Performancemass basiert auf der Kovarianz zwischen den Gewichtsveränderungen des Titels und seinen zukünftigen Renditen. Die Renditekomponente der Kovarianz entspricht im unkonditionierten bzw. konditionierten Fall der demeaned bzw. abnormalen Titelrendite. Für die Definition der Ausdrücke demeaned Titelrendite und abnormale Titelrendite siehe Abschnitt 1.5. Zur Vereinfachung sprechen wir im vorliegenden Abschnitt bei demeaned - und abnormalen Titelrenditen von angepassten Titelrenditen. Die stetigen Titelrenditen pro Monat weisen im Durchschnitt einen rund dreimal tieferen Betrag aus als die stetigen Titelrenditen pro Quartal. Dasselbe gilt ebenfalls für die angepassten Titelrenditen. Da die angepassten Titelrenditen ein Bestandteil des Gewichtsmasses sind, sollte ceteris paribus das Verhältnis von 1 zu 3 auch zwischen dem monatlichen und quartalsweisen Gewichtsmass approximativ anzutreffen sein. Bei der gesamten Stichprobe und den Länder-Fonds sind die quartalsweisen Gewichtsmasse aber deutlich mehr als dreimal grösser als die monatlichen Gewichtsmasse. Die überproportionale Performancesteigerung beruht auf der unterschiedlichen Länge der Lags zwischen den Titelgewichten. Die Gewicht-Lags betragen bei den monatlichen Titelrenditen 1 Monat bzw. bei den quartalsweisen Titelrenditen 1 Quartal. In Übereinstimmung mit Grinblatt und Titman (1993) sind die Performanceergebnisse der Gewichtsmasse mit kürzeren Gewicht-Lags im Vergleich zu denjenigen mit längeren Gewicht-Lags bei identischen Titelrenditen betragsmässig kleiner. Dies hat damit zu tun, dass die Portfoliomanager ihre Titelgewichte über längere Zeitperioden hinweg nicht verändern. Die Gewichtsveränderungen der Titel innerhalb dieser Zeitperioden bzw. mit kürzeren Lags nehmen somit den Wert null an und verringern dadurch den Betrag des Gewichtsmasses. Für die Sektoren-Fonds ergibt sich zwischen den monatlichen und quartalsweisen unkonditionierten Gewichtsmassen ein Verhältnis von annähernd 1 zu 3. Die im vorliegenden Abschnitt gemachten Aussagen gelten sowohl für querschnittsbezogene als auch für gleichgewichtete Durchschnittswerte.

9.2 Durchschnittsperformance im Querschnitt

Die Resultate der gewichtsorientierten Performancemessung sind interessant, weil sie zeigen, was die Portfolioperformance beträgt, wenn alternative Messtechniken zur Anwendung kommen. Die Tabellen 21 und 22 präsentieren für jeden einzelnen Fonds die Ergebnisse bezüglich unkonditioniertem Gewichtsmass (unconditional weight measure) und konditioniertem Gewichtsmass (conditional weight measure). Der Vorteil des Gewichtsmasses gegenüber dem Renditemass liegt darin, dass wir zur Performancemessung kein externes Benchmark-Portfolio definieren müssen. Das Gewichtsmass bildet den Benchmark aus den zeitlich verzögerten Titelgewichten. Der interne Benchmark entsteht somit aus dem Portfolio selbst. Die Implementierung der öffentlich verfügbaren Information beim konditionierten Gewichtsmass orientiert sich an der Methodik von Ferson und Khang (2002). Sämtliche Messungen werden sowohl in Prozent pro Monat als auch in Prozent pro Quartal ausgewiesen. Es zeigt sich, dass die meisten Werte der Gewichtsmasse im Gegensatz zu denjenigen der Renditemasse positiv sind. Obwohl die Beträge, mit denen sich die Gewichtsmasse von null unterscheiden, gross genug sind, um ökonomisch signifikant zu sein, erreichen nur 2 der 25 untersuchten Portfolios ein statistisch signifikantes Performanceresultat. Die Renditemasse ermittelten ebenfalls nur sehr wenige statistisch signifikante Ergebnisse. Die Mehrheit der Portfoliomanager erzielt mit den Gewichtsmassen eine positive Portfolioperformance jedoch auf tiefem Niveau.

Tabelle 21

Unkonditioniertes Gewichtsmass pro Monat und pro Quartal

Fonds Nr.	UWM in % pro Monat	t-Statistik	UWM in % pro Quartal	t-Statistik
1	-0.0973	-1.49	0.0673	0.29
2	0.0352	0.43	0.3048	0.74
3	-0.0112	-0.18	0.0450	0.12
4	0.0317	0.29	0.0959	0.14
5	0.0318	0.61	-0.1851	-1.41
6	0.0662*	2.08	0.3905	1.42
7	0.0079	0.16	0.2203	1.03
8	0.0308	0.73	-0.1980	-0.58
9	0.0583	1.59	0.7633*	2.35
10	0.0222	0.53	0.0621	0.28
11	0.0209	0.73	-0.0832	-0.51
12	0.0195	0.52	0.0578	0.42
13	0.0395	0.74	0.3742*	2.05
14	-0.0066	-0.17	0.1253	0.42
15	-0.0111	-0.25	0.3632	1.71
16	0.0761	1.53	0.2110	1.07
17	-0.0177	-0.48	0.1491	0.50
18	0.0611	1.91	0.0916	0.63
19	0.3109	1.97	0.5482	0.54
20	0.0438	0.66	-0.0230	-0.06
21	-0.0781	-0.77	0.7646	0.83
22	0.0215	0.48	0.1123	0.44
23	0.0298	1.02	0.1136	0.79
24	0.0104	0.13	-0.1148	-0.35
25	0.0176	0.21	0.6428	1.62
Minimum	-0.0973	-1.49	-0.1980	-0.58
Maximum	0.3109	1.97	0.7646	0.83

* bedeutet signifikant verschieden von null mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %
** bedeutet signifikant verschieden von null mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 %

Die Fondsnummern identifizieren die Aktienfonds der Swissca Fondsleitung AG. Das unkonditionierte Gewichtsmass wird mit UWM (unconditional weight measure) bezeichnet. UWM verarbeitet stetige Titelrenditen vor Abzug der Kosten. Die Preiszeitreihen basieren auf titelspezifischen Währungen. Die Präsentation von UWM erfolgt in Prozent pro Monat bzw. in Prozent pro Quartal.

Tabelle 22

Konditioniertes Gewichtsmass pro Monat und pro Quartal

Fonds Nr.	CWM in % pro Monat	t-Statistik	CWM in % pro Quartal	t-Statistik
1	-0.1071	-1.71	0.1980	1.55
2	0.0309	0.50	0.2191	1.79
3	0.1023	1.06	0.1769	1.04
4	0.1130	1.22	0.0206	0.05
5	-0.0100	-0.16	-0.0551	-0.36
6	0.0527*	2.07	0.3072	1.53
7	-0.0027	-0.03	0.0798	1.25
8	0.0274	0.65	0.1104	0.60
9	0.0277	0.89	0.5037*	2.64
10	0.0123	0.42	-0.0228	-0.14
11	0.0206	0.94	-0.1441	-0.79
12	0.0693	1.17	0.1061	0.79
13	0.0141	0.19	0.1570	1.67
14	0.0054	0.16	0.1542	0.96
15	-0.0217	-0.58	0.1908	1.34
16	-0.0904	-0.83	0.0860	0.59
17	-0.0051	-0.16	0.0493	0.28
18	0.0538	1.83	0.1010	0.77
19	0.0203	0.06	0.1961	0.87
20	0.0445	0.07	0.2105	0.88
21	-0.0249	-0.11	0.5125	0.42
22	0.0309	0.82	-0.0693	-0.43
23	0.0296	1.17	0.0344	0.48
24	0.0364	0.23	-0.5315	-1.29
25	-0.0461	-0.74	0.2833	1.37
Minimum	-0.1071	-1.71	-0.5315	-1.29
Maximum	0.1130	1.22	0.5125	0.42

* bedeutet signifikant verschieden von null mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %
** bedeutet signifikant verschieden von null mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 %

Die Fondsnummern identifizieren die Aktienfonds der Swissca Fondsleitung AG. Das auf öffentliche Information konditionierte Gewichtsmass wird mit CWM (conditional weight measure) bezeichnet. CWM verarbeitet stetige Titelrenditen vor Abzug der Kosten. Die Preiszeitreihen basieren auf titelspezifischen Währungen. Die Präsentation von CWM erfolgt in Prozent pro Monat bzw. in Prozent pro Quartal.

Die Tabellen 23 und 24 präsentieren die Performanceergebnisse für die Fondsgruppen: Alle Fonds, Länder-Fonds und Sektoren-Fonds, wobei mit der Bezeichnung Alle Fonds wiederum die gesamte Stichprobe gemeint ist. Der über den Querschnitt jeder Fondsgruppe hinweg gebildete Durchschnitt ist unabhängig vom gewählten Gewichtsmass bei sämtlichen Fondsgruppen sowohl mit monatlichen als auch mit quartalsweisen Daten positiv. Die einzige Ausnahme bildet dabei das negative Ergebnis des auf Quartalsdaten basierenden konditionierten Gewichtsmasses der Sektoren-Fonds. UWM ist bei sämtlichen Messungen grösser als das entsprechende CWM.

Das durchschnittliche UWM der Länder-Fonds beträgt 0.0205% pro Monat bzw. 0.1627% pro Quartal. Das durchschnittliche CWM misst monatlich 0.0190% bzw. quartalsweise 0.1259%. Die Sektoren-Fonds besitzen im Durchschnitt ein UWM von 0.0245% pro Monat bzw. 0.0838% pro Quartal. Das durchschnittliche CWM ermittelt pro Monat 0.0164% bzw. pro Quartal -0.0005%.

9.3 Durchschnittsperformance im Gleichgewicht und Fondskosten

Nun betrachten wir in den Tabellen 23 und 24 die Performanceresultate gleichgewichteter Durchschnitte. Die Ergebnisse von im Querschnitt und im Gleichgewicht gebildeter Durchschnitte sind qualitativ ähnlich. Der gleichgewichtete Durchschnitt fällt unabhängig vom gewählten Gewichtsmass bei sämtlichen Fondsgruppen sowohl mit monatlichen als auch mit quartalsweisen Daten positiv aus. Das CWM pro Quartal der Sektoren-Fonds kommt nun über dem Nullpunkt zu liegen. UWM besitzt unabhängig von der Beobachtungshäufigkeit bei allen drei Fondsgruppen die höheren Performancewerte als CWM. Sowohl bei monatlicher als auch quartalsweiser Datenerhebung erzielen die Länder-Fonds mit UWM und CWM signifikante Werte. Die Sektoren-Fonds erzielen ausschliesslich ein signifikantes monatliches UWM.

Für die gleichgewichteten Portfolios beträgt der monatliche Durchschnittswert der unkonditionierten Gewichtsmasse 2.2 Basispunkte und derjenige der konditionierten Gewichtsmasse 1.6 Basispunkte. Statistisch signifikant ist der Wert von UWM. Die Portfolioperformance bzw. abnormale Portfolioperformance ergibt annualisiert 0.27% bzw. 0.19%. Die entsprechenden annualisierten quartalsweisen Durchschnittswerte zeigen eine signifikante Portfolioperformance von 0.76% bzw. 0.45% im abnormalen Fall.

Die Fondsbuchhaltung belastet die entstandenen Fondskosten direkt dem Fondsvermögen und somit auch den Fondsanteilen. Im Gegensatz zu der Preiszeitreihe der Fondsanteile sind die Preiszeitreihen der Titel vor Abzug irgendwelcher Kosten verfügbar. Da das Renditemass mit der Preiszeitreihe der Fondsanteile nach Abzug der Kosten arbeitet, ergibt sich die rendite-orientierte Portfolioperformance ebenfalls nach Abzug der Kosten. Bei den Gewichtsmassen kommen ausschliesslich die Zeitreihen der Titelpreise vor Abzug der Kosten zur Anwendung. Über die Zeitreihen der Titelgewichtsveränderungen ist keine Kostenverrechnung möglich. Um die Performance vor Abzug der Kosten zwischen den drei Fondsgruppen vergleichen zu können, sind im Unterschied zu den Renditemassen keine Kostenanpassungen bei den Fonds-gruppen notwendig. Zur besseren Vergleichbarkeit der Resultate basierend auf monatlichen und quartalsweisen Daten werden die unkonditionierten und konditionierten Gewichtsmasse annualisiert. Die Tabelle 25 enthält eine Übersicht dieser Performancemasse vor und nach Abzug der Fondskosten.

In der Stichprobe mit Monatsdaten gelingt es den Managern vor Abzug der Kosten ausschliesslich positive Gewichtsmasse zu erwirtschaften. Die durchschnittliche Portfolio-performance lässt sich im unkonditionierten Fall absteigend nach Sektoren-Fonds, Alle Fonds und Länder-Fonds rangieren. Die Rangfolge dieser auf Monatsdaten beruhenden annualisierten Werte lautet 0.29%, 0.27% und 0.21%. Bei der konditionierten Analyse ergibt sich die absteigende Rangfolge aus den Fondsgruppen Sektoren-Fonds, Länder-Fonds und Alle Fonds mit den entsprechenden Werten 0.22%, 0.20% und 0.19%. Diese drei ähnlichen Ergebnisse weisen darauf hin, dass die Portfoliomanager, unabhängig welcher Fondsgruppe sie angehören, im Durchschnitt dieselbe Menge an privater Information nutzen. Wird das durchschnittliche Gewichtsmass vor Kosten mit Quartalsdaten berechnet, liegen im unkonditionierten Fall die annualisierten Resultate der beiden Fondsgruppen Länder-Fonds und Alle Fonds mit 0.72% bzw. 0.76% nahe beieinander. Für die Sektoren-Fonds gelten pro Jahr 0.32%. Die konditionierten Resultate lassen sich absteigend nach Länder-Fonds, Alle Fonds und Sektoren-Fonds bzw. 0.49%, 0.45% und 0.01% rangieren.

Die Renditemasse mit monatlicher Beobachtungshäufigkeit messen bei den Länder-Fonds im Vergleich zu den Sektoren-Fonds im unkonditionierten (konditionierten) Fall eine höhere Portfolioperformance (abnormale Portfolioperformance). Im nicht konditionierten Fall vor Abzug der Fondskosten sind dies pro Jahr 1.12% (0.25% minus -0.87%), bei der konditionierten Messung ergibt sich ein Unterschied vor Kosten von jährlich 1.73% (0.23% minus -1.50%). Beim unkonditionierten Renditemass mit Quartalsdaten beträgt die Differenz zu Gunsten der Länder-Fonds vor Kosten 1.08% (0.38% minus -0.70%) pro Jahr. Einzige

Ausnahme bildet das konditionierte Renditemass mit quartalsweisen Beobachtungen. Dort unterliegt die abnormale Performance der Länder-Fonds derjenigen der Sektoren-Fonds. Der Unterschied zu Gunsten der Sektoren-Fonds beträgt vor Kosten annualisiert 0.56% (0.11% minus -0.45%). Im Vergleich zu den renditeorientierten Performanceunterschieden basierend auf Monatsdaten sind die quartalsweisen renditeorientierten Performanceunterschiede wegen ihrer geringeren Anzahl an Beobachtungen weniger aussagekräftig. Betrachten wir die unkonditionierten und konditionierten Gewichtsmasse mit Monatsdaten, wird ersichtlich, dass die Performanceresultate der Sektoren-Fonds diejenigen der Länder-Fonds leicht übertreffen. Der unkonditionierte bzw. konditionierte Unterschied beläuft sich pro Jahr auf 0.08% (0.29% minus 0.21%) bzw. 0.02% (0.22% minus 0.20%). Bei den Gewichtsmassen basierend auf quartalsweisen Daten ist die Differenz zwischen den beiden Fondsgruppen deutlicher erkennbar. Die Länder-Fonds erwirtschaften sowohl unkonditioniert als auch konditioniert ein höheres Ergebnis als die Sektoren-Fonds. Die Differenz zum Vorteil der Länder-Fonds beträgt unkonditioniert jährlich 0.40% (0.72% minus 0.32%) bzw. konditioniert 0.48% (0.49% minus 0.01%).

9.4 Medianperformance

In den Tabellen 23 und 24 liefern Median- und Durchschnittsperformance qualitativ ähnliche Aussagen. Der Median ist bei allen drei Fondsgruppen positiv. Mit einer Ausnahme gilt dies auch für den Durchschnitt. Im Unterschied zu den Durchschnittswerten sind die Medianwerte für CWM aber nicht bei sämtlichen Fondsgruppen kleiner als die entsprechenden Medianwerte für UWM. Da die Differenz zwischen dem unkonditionierten und konditionierten Median auf der Fondsgruppenebene nicht dem Median der Differenzen zwischen UWM und CWM auf der Portfolioebene entspricht, ist es möglich, dass die Differenz zwischen den beiden Medianen einen negativen Wert annimmt, aber gleichzeitig der Median der Differenzen positiv ausfällt. Um die Durchschnittsdifferenz mit der Mediandifferenz in den Tabellen 23 und 24 miteinander vergleichen zu können, ermitteln wir den Median über die Differenzen zwischen UWM und CWM auf der Portfolioebene.

In der Fondsgruppe Alle Fonds entsprechen die Medianwerte im Querschnitt exakt den Medianwerten im Gleichgewicht. Bei der über den Querschnitt hinweg gebildeten Medianperformance liegen die Medianwerte der Länder-Fonds bzw. Sektoren-Fonds unabhängig von der Beobachtungshäufigkeit über bzw. unter den Medianwerten der gesamten Stichprobe. Für die gleichgewichtete Medianperformance gilt diese Rangfolge ausschliesslich beim CWM pro Monat und UWM pro Quartal. Arbeiten wir mit Monatsdaten, ist erkennbar, dass die Durchschnitts- und Medianwerte sich in etwa entsprechen. Bei der Verwendung von Quartalsdaten weichen die beiden Kennzahlen stärker voneinander ab. Existieren innerhalb einer Fondsgruppe einzelne Portfolios mit sehr geringer oder sehr hoher Performance, wird die Durchschnittsperformance der Fondsgruppe durch diese Extremwerte nach unten oder oben hin verzerrt. Im Gegensatz dazu bleibt die Medianperformance bezüglich den Extremwerten unabhängig. Durchschnitt und Median weisen also in einem solchen Fall unterschiedliche Performancewerte aus.

9.5 Anteil positiver Performanceresultate

Der Anteil positiver Resultate im Querschnitt resultiert aus der Anzahl der Portfolios mit positiver Performance dividiert durch die totale Anzahl untersuchter Portfolios. Für die Berechnung des Anteils positiver Resultate im Gleichgewicht dividieren wir die Summe der zeitlichen Beobachtungen aller Portfolios mit positiver Performance durch die Gesamtanzahl an zeitlichen Beobachtungen in der Stichprobe. Ein Binomialtest prüft, ob der Anteil der positiven Performancewerte signifikant grösser (oder signifikant kleiner) als 0.50 ist, was dasselbe ist, wenn getestet wird, ob der Median sich signifikant von null unterscheidet.

Der t-Wert des Binomialtests lehnt für die Stichprobe insgesamt und die Sektoren-Fonds die Nullhypothese, dass die positive Medianperformance des monatlichen UWM's gleich null ist, bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% ab. Mit quartalsweisen Daten kann die Nullhypothese für die gesamte Stichprobe bei UWM und CWM ebenfalls abgelehnt werden. Die gemachten Aussagen über die Ablehnung der Nullhypothesen gelten sowohl im Querschnitt als auch im Gleichgewicht, vgl. dazu Tabelle 23 und 24. Analog der Medianperformance entspricht die Differenz zwischen positivem UWM-Anteil und positivem CWM-Anteil auf der Fondsgruppenebene nicht dem Anteil der positiven Differenzen zwischen UWM und CWM auf der Portfolioebene. In den Tabellen 23 und 24 erfolgt die Berechnung der Anteilswerte über die portfoliospezifischen positiven Differenzen zwischen UWM und CWM.

9.6 Differenz zwischen unkonditioniertem und konditioniertem Gewichtsmass

Aus der Differenz zwischen UWM und CWM resultiert die Schätzung der Portfolioperformance basierend auf öffentlicher Information Z. Die Gleichung (7) des Abschnitts 2.2 aufgelöst nach der ausschliesslich auf Z basierenden Portfolioperformance lautet:

$$\sum_{j=1}^{N} Cov(\Delta w_j, r_j) - \sum_{j=1}^{N} E\left[Cov((\Delta w_j, r_j) \mid Z)\right] = \sum_{j=1}^{N} Cov\left[E(\Delta w_j \mid Z), E(r_j \mid Z)\right] \qquad (1)$$

Der erste und zweite Term der Gleichung (1) entspricht UWM bzw. CWM. Daraus folgt:

$$UWM - CWM = \sum_{j=1}^{N} Cov\left[E(\Delta w_j \mid Z), E(r_j \mid Z)\right] \qquad (2)$$

Bei der ausschliesslich auf Z basierenden Portfolioperformance $\sum_{j=1}^{N} Cov\left[E(\Delta w_j \mid Z), E(r_j \mid Z)\right]$ handelt es sich um die Kovarianz zwischen den auf Z konditionierten erwarteten Titelgewichtsveränderungen und den auf Z konditionierten erwarteten Titelrenditen. Zur Konstruktion des internen Benchmarks verwenden wir für die Gewichtsveränderungen einen Lag von 1 Monat bzw. 1 Quartal. Gegenüber den Länder-Fonds besitzen die Sektoren-Fonds in den Tabellen 23 und 24 eine höhere aber nicht signifikante Differenz zwischen UWM und CWM. Diese Differenz wird neben UWM zu einem grossen Teil durch CWM bestimmt. Mit Ausnahme des monatlichen CWM's im gleichgewichteten Durchschnitt schneiden Durchschnitt und Median der Sektoren-Fonds relativ zu den Länder-Fonds bei CWM schlechter ab.

9.7 Zusammenfassung der Ergebnisse

Die Performance auf der Fondsgruppenebene fällt vor Abzug der Fondskosten positiv bzw. nach Abzug der Fondskosten negativ aus. Die Gewichtsmasse sind im Vergleich zu ihrer Standardabweichung bzw. Standard Error zu klein, was auf der Portfolioebene häufig zu nicht signifikanten Performanceresultaten führt. Anders verhält es sich jedoch mit aggregierten portfoliospezifischen Gewichtsmassen. Auf der Ebene der Fondsgruppen sind die ermittelten Performanceresultate signifikant. Diese Aussagen decken sich mit denjenigen der Renditemasse. Die empirische Untersuchung zeigt, dass die Konditionierung der Rendite- und Gewichtsmasse auf öffentliche Information die jeweilige durchschnittliche Portfolioperformance der Fondsgruppen reduziert. Bei manchen Messanordnungen ist die Performancereduktion sogar statistisch signifikant. Die unkonditionierten rendite- und gewichtsorientierten Performancemasse überschätzten also die Portfolioperformance.

Beim Vergleich der Rendite- und Gewichtsmasse sind die Fondskosten von zentraler Bedeutung. Die Gewichtsmasse ermitteln die Performance aufgrund der Verwendung von Titelrenditen (bzw. Titelpreis-Zeitreihen) vor Abzug der Fondskosten. Die Renditemasse, welche die Portfoliorenditen (bzw. NAV-Zeitreihen) benutzen, messen die Performance jedoch nach Abzug der Kosten. Um die Performanceergebnisse der Gewichtsmasse mit denjenigen der Renditemasse vergleichen zu können, müssen die Ergebnisse bezüglich des Kostenunterschieds korrigiert werden. Für die gesamte Stichprobe im Gleichgewicht vor Abzug der Kosten ermitteln die Gewichtsmasse relativ zu den Renditemassen im unkonditionierten und konditionierten Fall unabhängig von der Beobachtungshäufigkeit die besseren (abnormalen) Performanceergebnisse.

Die Konditionierung der Performancemasse reduziert und steigert bei den Renditemassen die Performance der Sektoren-Fonds beträchtlich. Es handelt sich um kurze Zeitreihen. Die Performanceveränderungen sind somit wenig aussagekräftig. Bei den Gewichtsmassen werden diese durch die Konditionierung verursachten Performanceanpassungen durch zusätzliche Querschnittsdaten (neben den Zeitreihendaten) abgeschwächt. Die Sektoren-Fonds zeigen bei den Renditemassen zudem eine deutlich negative Performance. Aufgrund der kurzen Zeitreihen sind diese Ergebnisse ebenfalls wenig aussagekräftig. Die negative Performance wird durch die zusätzlichen Querschnittsdaten bei den Gewichtsmassen vollständig aufgehoben. Die gewichtsorientierte Performancemessung führt bezüglich den Ergebnissen der Länder-Fonds zu konsistenteren Performancezahlen.

Tabelle 23

Gewichtsorientierte Performancemessung von Aktienfonds pro Monat

Bei sämtlichen Renditen handelt es sich um monatliche stetige Renditen vor Abzug der Kosten. Die Renditen der Titel im Portfolio basieren auf Preiszeitreihen in der titelspezifischen Währung. Das verzögerte Titelgewicht zur Bildung der Gewichtsveränderung des Titels besitzt einen time lag von 1 Monat. Die Daten stammen aus dem Zeitraum 06/1997 bis und mit 10/2002 (64 monatliche Beobachtungen). Das unkonditionierte Gewichtsmass in Prozent pro Monat wird mit UWM (unconditional weight measure) bezeichnet. Das konditionierte Gewichtsmass in Prozent pro Monat wird mit CWM (conditional weight mesaure) bezeichnet. Die Differenz ausgewiesen in Prozent pro Monat ergibt sich aus UWM minus CWM. Die öffentlichen Informationsvariablen zur Konditionierung sind die verzögerte Dividendenrendite des jeweiligen Benchmarks, der verzögerte default spread (die Renditedifferenz zwischen dem nach Moody's Rating klassifizierten BAA und AAA Corporate Bond), der verzögerte term spread (die Renditedifferenz zwischen der 10 jährigen Staatsobligation und dem 3 Monats LIBOR), der verzögerte 3 Monats LIBOR, die verzögerte Benchmarkrendite und die verzögerte Titelrendite. Dividendenrenditen arbeiten mit einem einjährigen time lag. Die restlichen Informationsvariablen werden mit einem Lag von 1 Monat gemessen. Alle Informationsvariablen basieren auf einer Renditezeitreihe mit Monatsdaten. Das Anlageuniversum des Fonds und die Titelwährung bestimmen die Währung der Informationsvariablen. Die Tabelle zeigt die Performancemasse für drei verschiedene Fondsgruppen: Alle Fonds, Länder-Fonds und Sektoren-Fonds. Die Bezeichnung Alle Fonds beinhaltet die gesamte Stichprobe bestehend aus 25 Aktienfonds. Für jedes Performancemass kommt der Durchschnitt, Median und Anteil der Fonds mit positivem Performancemass jeweils querschnittsbezogen und gleichgewichtet zur Anwendung. Im Gleichgewicht werden die unterschiedlichen Längen der Beobachtungszeiträume berücksichtigt. Die t-Statistik für den Median und den Anteil der Fonds mit positivem Performancemass stammt von einem Binomialtest, wobei getestet wird, ob der Median positiv (oder negativ) ist, was dasselbe ist, wenn getestet wird, ob der jeweilige Anteil grösser (oder kleiner) als 0.50 ist. Die Notation der t-Statistik wird deshalb beim Median vernachlässigt.

Fonds-gruppe	UWM	t-Statistik	CWM	t-Statistik	Differenz	t-Statistik
<u>Durchschnitt Querschnitt</u>						
Alle Fonds	0.0285	2.01	0.0153	1.54	0.0132	0.86
Länder-Fonds	0.0205	2.60	0.0190	3.00	0.0015	0.37
Sektoren-Fonds	0.0245	2.67	0.0164	0.81	0.0081	0.28
<u>Durchschnitt Gleichgewicht</u>						
Alle Fonds	0.0222	2.13	0.0156	1.59	0.0066	0.57
Länder-Fonds	0.0179	2.37	0.0164	2.77	0.0015	0.38
Sektoren-Fonds	0.0241	2.99	0.0183	1.01	0.0058	0.23
<u>Median Querschnitt</u>						
Alle Fonds	0.0222		0.0206		0.0043	
Länder-Fonds	0.0257		0.0276		0.0003	
Sektoren-Fonds	0.0209		0.0132		0.0103	
<u>Median Gleichgewicht</u>						
Alle Fonds	0.0222		0.0206		0.0043	
Länder-Fonds	0.0215		0.0274		0.0003	
Sektoren-Fonds	0.0222		0.0123		0.0099	
<u>Anteil der Fonds mit positivem Performancemass Querschnitt</u>						
Alle Fonds	0.76	2.60	0.68	1.80	0.64	1.40
Länder-Fonds	0.70	1.26	0.80	1.90	0.60	0.63
Sektoren-Fonds	0.88	2.15	0.63	0.74	0.63	0.74
<u>Anteil der Fonds mit positivem Performancemass Gleichgewicht</u>						
Alle Fonds	0.75	2.50	0.69	1.90	0.67	1.70
Länder-Fonds	0.66	1.01	0.77	1.71	0.64	0.89
Sektoren-Fonds	0.89	2.21	0.67	0.96	0.63	0.74

Tabelle 24

Gewichtsorientierte Performancemessung von Aktienfonds pro Quartal

Bei sämtlichen Renditen handelt es sich um quartalsweise stetige Renditen vor Abzug der Kosten. Die Renditen der Titel im Portfolio basieren auf Preiszeitreihen in der titelspezifischen Währung. Das verzögerte Titelgewicht zur Bildung der Gewichtsveränderung des Titels besitzt einen time lag von 1 Quartal. Die Daten stammen aus dem Zeitraum 06/1997 bis und mit 10/2002 (21 quartalsweise Beobachtungen). Das unkonditionierte Gewichtsmass in Prozent pro Quartal wird mit UWM (unconditional weight measure) bezeichnet. Das konditionierte Gewichtsmass in Prozent pro Quartal wird mit CWM (conditional weight mesaure) bezeichnet. Die Differenz ausgewiesen in Prozent pro Quartal ergibt sich aus UWM minus CWM. Die öffentlichen Informationsvariablen zur Konditionierung sind die verzögerte Dividendenrendite des jeweiligen Benchmarks, der verzögerte default spread (die Renditedifferenz zwischen dem nach Moody's Rating klassifizierten BAA und AAA Corporate Bond), der verzögerte term spread (die Renditedifferenz zwischen der 10 jährigen Staatsobligation und dem 3 Monats LIBOR), der verzögerte 3 Monats LIBOR, die verzögerte Benchmarkrendite und die verzögerte Titelrendite. Dividendenrenditen arbeiten mit einem einjährigen time lag. Die restlichen Informationsvariablen werden mit einem Lag von 1 Quartal gemessen. Alle Informationsvariablen basieren auf einer Renditezeitreihe mit Quartalsdaten. Das Anlageuniversum des Fonds und die Titelwährung bestimmen die Währung der Informationsvariablen. Die Tabelle zeigt die Performancemasse für drei verschiedene Fondsgruppen: Alle Fonds, Länder-Fonds und Sektoren-Fonds. Die Bezeichnung Alle Fonds beinhaltet die gesamte Stichprobe bestehend aus 25 Aktienfonds. Für jedes Performancemass kommt der Durchschnitt, Median und Anteil der Fonds mit positivem Performancemass jeweils querschnittsbezogen und gleichgewichtet zur Anwendung. Im Gleichgewicht werden die unterschiedlichen Längen der Beobachtungszeiträume berücksichtigt. Die t-Statistik für den Median und den Anteil der Fonds mit positivem Performancemass stammt von einem Binomialtest, wobei getestet wird, ob der Median positiv (oder negativ) ist, was dasselbe ist, wenn getestet wird, ob der jeweilige Anteil grösser (oder kleiner) als 0.50 ist. Die Notation der t-Statistik wird deshalb beim Median vernachlässigt.

Fondsgruppe	UWM	t-Statistik	CWM	t-Statistik	Differenz	t-Statistik
Durchschnitt Querschnitt						
Alle Fonds	0.1960	3.66	0.1150	2.80	0.0810	2.23
Länder-Fonds	0.1627	1.91	0.1259	2.22	0.0368	0.64
Sektoren-Fonds	0.0838	1.30	-0.0005	-0.01	0.0843	1.28
Durchschnitt Gleichgewicht						
Alle Fonds	0.1899	3.82	0.1130	3.06	0.0769	2.33
Länder-Fonds	0.1792	2.22	0.1220	2.26	0.0572	1.14
Sektoren-Fonds	0.0809	1.43	0.0021	0.03	0.0788	1.35
Median Querschnitt						
Alle Fonds	0.1136		0.1104		0.0849	
Länder-Fonds	0.1195		0.1323		0.0825	
Sektoren-Fonds	0.0600		0.0829		0.1050	
Median Gleichgewicht						
Alle Fonds	0.1136		0.1104		0.0849	
Länder-Fonds	0.1253		0.1104		0.0857	
Sektoren-Fonds	0.0621		0.0798		0.0849	
Anteil der Fonds mit positivem Performancemass Querschnitt						
Alle Fonds	0.80	3.00	0.80	3.00	0.68	1.80
Länder-Fonds	0.70	1.26	0.80	1.90	0.70	1.26
Sektoren-Fonds	0.75	1.41	0.63	0.74	0.63	0.74
Anteil der Fonds mit positivem Performancemass Gleichgewicht						
Alle Fonds	0.83	3.30	0.80	3.00	0.69	1.90
Länder-Fonds	0.76	1.64	0.80	1.90	0.75	1.58
Sektoren-Fonds	0.78	1.58	0.59	0.51	0.63	0.74

Tabelle 25

Zusammenfassung der gleichgewichteten Gewichtsmasse

Alle Fonds	pro Monat in %	pro Quartal in %
unconditional weight measure	0.0222	0.1899
Portfolioperformance p.a. (vor Kosten)	0.27	0.76
conditional weight measure	0.0156	0.1130
abnormale Portfolioperformance p.a. (vor Kosten)	0.19	0.45

Länder-Fonds	pro Monat in %	pro Quartal in %
unconditional weight measure	0.0179	0.1792
Portfolioperformance p.a. (vor Kosten)	0.21	0.72
conditional weight measure	0.0164	0.1220
abnormale Portfolioperformance p.a. (vor Kosten)	0.20	0.49

Sektoren-Fonds	pro Monat in %	pro Quartal in %
unconditional weight measure	0.0241	0.0809
Portfolioperformance p.a. (vor Kosten)	0.29	0.32
conditional weight measure	0.0183	0.0021
abnormale Portfolioperformance p.a. (vor Kosten)	0.22	0.01

Die Gewichtsmasse erfassen für die drei Fondsgruppen Alle Fonds (gesamte Stichprobe), Länder-Fonds und Sektoren-Fonds die annualisierte (abnormale) Portfolioperformance vor und nach Abzug der Fondskosten. Die Fondskosten entsprechen der Total Expense Ratio (TER). Es handelt sich dabei um gleichgewichtete Durchschnittswerte, welche sowohl für den unkonditionierten als auch für den konditionierten Fall jeweils mit monatlichen und quartalsweisen Daten berechnet werden.

Kapitel 10

Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Die Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung bestärken die These, dass aktives Portfoliomanagement in der Lage ist, gegenüber passivem Portfoliomanagement eine Mehrrendite zu erwirtschaften. Die zur Messung dieser Mehrrendite notwendigen Performancemasse, Rechenleistung der Computer und Daten stehen zur Verfügung. Die Gefahr bei aktivem Portfoliomanagement durch Erhebung von Performance Fees und anderen Gebühren die erzielte Mehrrendite zu schmälern, ja sogar anhaltend negativ zu belassen, ist aber nicht zu unterschätzen. Für den Anleger bedeutet dies konkret, bei der Auswahl eines Anlagefonds neben Rendite und Risiko vermehrt auch auf die Kosten zu achten. Die Problematik dabei ist die, dass eine hohe Rendite im Durchschnitt mit einem hohen Risiko und hohen Kosten erkauft werden muss. Der Zusammenhang zwischen Rendite und Risiko basiert auf der Abgeltung eingegangener Risiken durch Risikoprämien. Der Zusammenhang zwischen Rendite und Kosten ergibt sich daraus, dass ein mehr informierter Manager relativ zu einem weniger informierten Manager höhere Gebühren verlangt. Die Aussage „There is no free lunch." behält wie so oft auch hier ihre Gültigkeit.

Die wichtigsten Unterschiede des Gewichtsmasses gegenüber dem Renditemass sind:

- Berücksichtigung von Zeitreihen- und Querschnittsdaten
- Berücksichtigung von Titel- und Portfolioebene
- Mehr Daten bei identischer Zeitperiode
- Kovarianz zwischen Titelgewichten und Titelrenditen
- Performancemass vor Abzug der Kosten (sonst nach Abzug der Kosten)
- Portfolio und Benchmark-Portfolio werden konditioniert (sonst nur Benchmark)
- Endogenes Benchmark-Portfolio
- Keine Regression auf Benchmark-Portfolio
- Keine Über- oder Unterschätzung der Performance durch market timing
- Keine Messverzerrung durch nicht mean-variance effizientes Benchmark-Portfolio

Bei der Performancemessung lassen sich grundsätzlich sechs Methoden unterscheiden:

- Als erste Methode, die renditeorientierte Performancemessung mit einem exogenen fondsspezifischen Benchmark. Aufgrund der regressionsbasierten Messtechnik führt die Dynamisierung des Portfoliobetas zu einem über- oder unterschätzten Jensen's Alpha. Die Wahl des individuellen exogenen Benchmarks verfälscht die Messung von Jensen's Alpha zusätzlich, indem die erzielte Performance nicht nur von der Information des Managers sondern auch von der Benchmarkwahl abhängig gemacht wird.
- Die zweite Methode beinhaltet die renditeorientierte Performancemessung mit Hilfe des Marktportfolios. Auch hier handelt es sich um eine Regression und somit bleibt das Problem der Betadynamisierung bzw. des market timing bestehen. Durch die Verwendung des exogen vorgegebenen Marktportfolios wird der positive oder negative Einfluss unterschiedlicher Benchmarks auf Alpha verhindert. Die Messung von Alpha beruht somit ausschliesslich auf der Information der Manager. Die Schwierigkeit besteht bei der Definition des Marktportfolios.
- Die dritte Methode der renditeorientierten Performancemessung müsste mit einem endogenen Benchmark arbeiten. Das heisst, aktuelle Renditen würden auf zeitverzögerte Renditen desselben Portfolios regressiert. Die Performance des Portfolios lässt sich mit dieser Methode aber nicht messen!
- Viertens, die Methode der gewichtsorientierten Performancemessung mit einem exogenen fondsspezifischen Benchmark. Die Gewichtsveränderungen der Titel basieren in diesem Fall auf den Abweichungen zwischen den Titelgewichten des Fonds und denjenigen des individuellen Benchmarks. Da diese Messtechnik nicht auf den Benchmark regressiert, ist das Problem der Betadynamisierung nicht vorhanden. Die Wahl des fondsspezifischen Benchmarks verfälscht aber weiterhin die Performanceergebnisse, indem die Ergebnisse nicht nur von der Information der Manager sondern auch von der Benchmarkwahl abhängen.
- Die fünfte Methode beinhaltet die gewichtsorientierte Performancemessung mit Hilfe des Marktportfolios. Die Gewichtsveränderungen der Titel beruhen jetzt auf den Abweichungen zwischen den Titelgewichten des Fonds und denjenigen des Marktportfolios. Da nicht auf das Marktportfolio regressiert wird, verfälscht market timing nicht die Performanceresultate. Alle untersuchten Fonds benutzen dasselbe Vergleichsportfolio für die Gewichtsveränderungen. Das Marktportfolio hat somit keine verzerrende Wirkung auf die Ergebnisse der Performancemessung. Es wird nur

die Information der Manager evaluiert. Die konkrete Titelzusammensetzung des Marktportfolios bleibt aber weiterhin schwierig umsetzbar.

- Sechstens, die Methode der gewichtsorientierten Performancemessung mit dem endogenen Benchmark. Die Gewichtsveränderungen der Titel basieren in diesem Fall auf den Abweichungen zwischen den momentanen Titelgewichten des Fonds und denjenigen zu einem vergangenen Zeitpunkt. Da diese Messtechnik nicht auf den Benchmark regressiert, existiert das Problem der Betadynamisierung nicht. Die Wahl eines exogenen Benchmarks entfällt. Die Performancemessung orientiert sich somit ausschliesslich an der Information der Manager.

Bei den vorliegenden empirischen Untersuchungen kommen die erste und die sechste Methodik sowohl im unkonditionierten als auch im konditionierten Fall zur Anwendung.

Die Renditemasse werden auf öffentliche Information konditioniert weil:

- Das konditionierte Alpha misst im Gegensatz zum unkonditionierten Fall die Portfolioperformance auch bei market timing korrekt. Voraussetzung hierzu ist ein vollständiges Set an öffentlichen Informationsvariablen.
- Das unkonditionierte Alpha lässt sich auf öffentliche und private Information aufteilen. Das konditionierte Alpha basiert ausschliesslich auf privater Information. Die Aufteilung der Information auf öffentliche und private Information ist insofern bei der Performancemessung relevant, da öffentliche Information ohne das aktive Zutun eines Managers vom Kapitalmarkt entschädigt wird. Das heisst, dass Renditen, welche auf öffentlicher Information basieren, von der Performance bzw. Leistung des Managers auszuklammern sind. Mit der Konditionierung der Renditemasse ist diese Ausklammerung durchführbar.

Die Gewichtsmasse werden auf öffentliche Information konditioniert weil:

- Wird das unkonditionierte Gewichtsmass (UWM) konditioniert, kann UWM öffentlicher und privater Information zugeordnet werden. Das konditionierte Gewichtsmass (CWM) beruht ausschliesslich auf privater Information. Renditen, welche auf öffentlicher Information basieren, sind von der Performance des Managers wiederum auszuklammern (vgl. obige Begründung). Mit der Konditionierung der Gewichtsmasse ist diese Ausklammerung durchführbar.

Der Vergleich der Performanceergebnisse der vorliegenden Arbeit mit denjenigen von Ferson und Khang (2002) zeigt folgendes Bild auf: Ferson und Khang (2002) verwendeten bei der renditeorientierten Performancemessung für das Benchmark-Portfolio, das für sämtliche analysierten Fonds gleichermassen gilt, den Center for Research in Security Prices (CRSP) value-weighted NYSE, AMEX und NASDAQ Index. Dieser Index versucht das Marktportfolio zu approximieren. Im Gegensatz dazu kommen in der vorliegenden Arbeit fondsspezifische Benchmark-Portfolios, wie sie in der Praxis bei der Messung der Performance tatsächlich verwendet werden, zur Anwendung.

- Für die renditeorientierte Performancemessung ergibt sich zwischen der Callan-Stichprobe (Stichprobe, die Ferson und Khang verwendeten) und der Swissca-Stichprobe (Stichprobe, der vorliegenden Arbeit) vor Abzug der Fondskosten ein Performanceunterschied zu Gunsten der Callan-Stichprobe von 1.28% – 0.21% = 1.07% p.a. im unkonditionierten Fall und 1.20% – (–0.01%) = 1.21% p.a. im konditionierten Fall. Dieser beträchtliche Unterschied von über 1% p.a. kann sowohl auf der unterschiedlichen Wahl des Benchmark-Portfolios als auch auf der ungleichen Informationsausnutzung durch die Portfoliomanager basieren. Für eine reine Evaluierung der Informationsausnutzung in beiden Stichproben müssten also beide Stichproben mit einem identischen Benchmark-Portfolio arbeiten. Irgendein arbiträr gewähltes Benchmark-Portfolio wäre dazu nicht geeignet, weil es der einen oder anderen Stichprobe ungewollt einen Vor- oder Nachteil bieten würde. Die korrekte Wahl ist das Marktportfolio, welches aber bekanntlich schwer zu definieren ist. Bei der gewichtsorientierten Performancemessung resultiert zwischen den beiden Stichproben vor Abzug der Fondskosten ein Performanceunterschied zu Gunsten der Swissca-Stichprobe von 0.27% – 0.24% = 0.03% p.a. für den unkonditionierten Fall und 0.19% – 0.16% = 0.03% p.a. für den konditionierten Fall. Dieser minimale Unterschied von 0.03% p.a. beruht ausschliesslich auf der nicht identischen Informationsausnutzung durch die Portfoliomanager und macht deutlich, dass die Manager in etwa gleich viel Information besitzen und verarbeiten. Die grosse Diskrepanz zwischen den Jensen’s Alphas beider Stichproben ist somit auf die unterschiedliche Wahl des Benchmark-Portfolios zurückzuführen.
- Unter Berücksichtigung, dass das Renditemass den Benchmark und die Information bewertet, das Gewichtsmass aber ausschliesslich die Information beurteilt, gilt folgendes: Bildet man innerhalb der jeweiligen Stichprobe die Differenz zwischen den beiden Performanceergebnissen basierend auf dem Rendite- und Gewichtsmass,

resultiert der Performanceanteil, der ausschliesslich durch die Wahl des Benchmark-Portfolios verursacht wurde. Bei der Callan-Stichprobe sind dies per annum im unkonditionierten (konditionierten) Fall 1.28% – 0.24% = 1.04% bzw. (1.20% – 0.16% = 1.04%). Für die Swissca-Stichprobe gilt: Unkonditioniert 0.21% – 0.27% = –0.06% pro Jahr bzw. konditioniert –0.01% – 0.19% = –0.20% pro Jahr. Bei der Swissca-Stichprobe hat sich die Wahl des Benchmarks im Gegensatz zur Callan-Stichprobe also negativ auf das Performanceergebnis ausgewirkt.

Jensen (1968) errechnete im Durchschnitt nach Kosten negative Alphas bzw. vor Kosten eine Nullperformance. Maag und Zimmermann (2000) kommen zur Konklusion, dass die Alphas deutscher Bond-Fonds im Durchschnitt nach Kosten negativ sind, die gemessenen Alphas aber mit den Kosten (gemessen in Prozent des Fondsvermögens) der Fondsverwaltung gut übereinstimmen. Das unkonditionierte sowie das konditionierte Gewichtsmass (UWM bzw. CWM) zeigen im Durchschnitt vor Kosten, dass aktives Portfoliomanagement positive Überschussrenditen generiert, nach Abzug der Kosten (durchschnittliche Kosten von 1.53% p.a.) aber eine negative Anlageleistung resultiert. Die untenstehende Tabelle fasst die wichtigsten Untersuchungen über die Performance von Anlagefonds nochmals zusammen. Bei der Spalte mit der Bezeichnung „Studie“ handelt es sich um die Resultate der vorliegenden Arbeit.

Performancemass	Kosten	Jensen 1968 p.a.	Grinblatt / Titman 1993 p.a.	Ferson / Schadt 1996 p.a.	Ferson / Khang 2002 p.a.	Studie 2005 p.a.
unkondi. Jensen Alpha	nach	-1.10%		-0.36%	-0.25%	-1.32%
kondi. Jensen Alpha	nach			0.24%	-0.33%	-1.54%
unkondi. Jensen Alpha	vor	0.00%			1.28%	0.21%
kondi. Jensen Alpha	vor				1.20%	-0.01%
UWM	vor		0.37%		0.24%	0.27%
CWM	vor				0.16%	0.19%

Interessant ist die Performancesteigerung bei der Konditionierung im Sample von Ferson und Schadt (1996). Die Nutzung öffentlicher Information generiert dort negative Performance. Dies ist ein Widerspruch zur Theorie, die besagt, dass öffentliche Informationsausnutzung einen positiven Effekt auf die Performance haben sollte. Es ist aber die einzige empirische Untersuchung mit diesem Ergebnis.

Der neue Beitrag dieser Forschungsarbeit im Bereich Performance Measurement ist:

- Gewichtsorientiertes Performancemass mit endogenem Benchmark-Portfolio. Die Endogenität des Benchmarks entsteht durch die Bildung von Differenzen zwischen aktuellen und vergangenen Titelgewichten.
- Konditionierung des Gewichtsmasses auf öffentliche Information
- Der Einsatz eines GMM Schätzverfahrens
- Modellierung des passiven Benchmarks mit einer buy-and-hold-Strategie. Aufgrund sich verändernder Titelpreise bzw. Titelrenditen verändern sich die Titelgewichte ohne aktive Einflussnahme des Portfoliomanagers. Die Arbeit berücksichtigt die passiven Titelgewichtsveränderungen, indem sie solche Veränderungen mit einer buy-and-hold-Strategie simuliert. Der verzerrende Effekt einer rebalancing-Strategie auf die Performanceergebnisse kommt deshalb nicht zum Tragen.
- Hohe Datenfrequenz (monatliche Daten). Die Verwendung von Monatsdaten widerspiegelt die tatsächlich vorgenommenen Veränderungen der Titelgewichte genauer als die bei der gewichtsorientierten Performancemessung bis anhin analysierten Quartals- oder Jahresdaten. Die Performanceergebnisse gewinnen dadurch an Aussagekraft.
- Empirischer Vergleich von Rendite- und Gewichtsmassen mit identischem Sample (25 Aktienfonds)

Sicherlich sind auch einige kritische Anmerkungen und Hinweise zu den Performanceergebnissen der vorliegenden Arbeit angebracht. Einmal werden Annahmen über das Prognosepotential öffentlicher Informationsvariablen, über die Lag-Zeitdauer bei den öffentlichen Informationsvariablen und über die Lag-Zeitdauer bei den Titelgewichtsveränderungen getroffen. Es gilt für sämtliche Performancemasse die Annahme, dass der Portfoliomanager keiner zunehmenden Risikoaversion bei zunehmendem Fondsvermögen unterliegt. Der Austausch öffentlicher Informationsvariablen, die Veränderung der Lag-Zeitdauer oder zunehmende Risikoaversion können unter Umständen zu unterschiedlichen Performanceergebnissen führen. Allerdings ist der Zusammenhang zwischen Benchmark, Information, Kosten und Performance genügend deutlich, so dass dieser mit grosser Wahrscheinlichkeit auch unter geänderten Annahmen bestehen würde. Die Performancemessung eines Portfolios basiert, wie in dieser Arbeit auch, auf historischen Daten. Solche Messungen reagieren sensitiv gegenüber der gewählten Zeitperiode und der jeweiligen Anlagestrategie des untersuchten Fonds. Zudem ist nicht sicher, ob die zurückschauend gemachten Beobachtungen, gefundenen Zusammenhänge und gemessenen

Performanceergebnisse auch zukünftig Gültigkeit haben werden. Die in den letzten 40 Jahren ermittelten Performanceresultate scheinen sich aber über die Zeit hinweg, nicht besonders stark zu verändern. Neben der Wahl des Messkonzepts (Rendite- oder Gewichtsmass), der Konditionierungsvariablen, der Lag-Zeitdauer (für Konditionierungsvariablen und Titelgewichte) und der Stichprobe (Zeitreihen- und Querschnittsdaten) sind die Beobachtungshäufigkeit (z.B. monatlich, quartalsweise oder jährlich), der periodische Beobachtungszeitpunkt (z.B. per Ende Monat oder per Mitte Monat) und die Renditedefinition (diskret oder stetig) von zentraler Bedeutung für das Performanceergebnis. Bei der Performancemessung sind somit unzählige Varianten möglich. Jede dieser Varianten führt zu einem wenn auch oft nur geringfügig anderen Performanceresultat.

Die Schlussfolgerungen lauten:

- Portfolioperformance ist abhängig von Information, Benchmark und Kosten.
- Die meisten empirischen Untersuchungen zur Performance von Anlagefonds arbeiten mit Renditemassen bzw. Alpha und zeigen, dass aktives Portfoliomanagement positve Performance (oder Nullperformance) vor Abzug der Kosten und negative Performance nach Abzug der Kosten erzielt.
- Die vorliegende Untersuchung mit Gewichtsmassen bestätigt diese Aussage.
- Die positive Anlageleistung reicht also nicht aus, die Kosten des Fondsmanagement zu decken.
- Die Gewichtsmasse messen über die Gesamtstichprobe hinweg eine höhere durchschnittliche Performance als die Renditemasse!
- Die Renditemasse können trotz der Messverzerrungen die Performance mehr oder weniger korrekt messen. Die Gewichtsmasse messen aber exakter!
- Ein negatives bzw. positives Rendite- oder Gewichtsmass gibt einen Hinweis für die Reallokation des Vermögens. Die Bestimmung des tatsächlichen Ertrages bleibt durch das Performancemass unbeantwortet!
- Gewichtsmasse funktionieren auch bei kurzen Zeiträumen. Fonds bzw. Manager sind somit auch schon bei kurzen Track Records zuverlässig beurteilbar.
- Gewichtsmasse funktionieren ohne exogene Benchmarks. Somit kann auch für Absolute Return Funds eine Performance bestimmt werden.
- Portfoliomanager besitzen und nutzen durchaus öffentliche und private Information.

- Der Markt ist nicht vollständig informationseffizient und somit langfristig doch zu schlagen. Für den Anleger stellt sich dabei die Frage, wieviel er dafür dem Manager bezahlen will.
- Positive Überschussrendite muss über Risiko (Volatilität der Renditen) und Managementkosten erkauft werden.
- Die Performanceergebnisse der Gewichtsmasse (Information) sind bei unterschiedlichen Studien ähnlich. Im Gegensatz dazu variieren die Performanceresultate der Renditemasse (Information und Benchmark) zwischen verschiedenen Studien stark. Ursache dafür sind unterschiedliche exogene Benchmarks.

Kapitel 11

Abschliessende Bemerkungen und Ausblick

Ziel dieser Arbeit ist es, einen Überblick über die unterschiedlichen Messverfahren bei der Performancemessung von Anlagefonds zu geben. Dies geschieht über die theoretische und empirische Erarbeitung der Vorteile, Nachteile, Unterschiede und Gemeinsamkeiten der Rendite- und Gewichtsmasse. Der Fokus liegt dabei auf den gewichtsorientierten Performancemassen. Die Erkenntnisse aus der vorliegenden Arbeit sollen helfen, den Zusammenhang zwischen Benchmark, Information, Kosten und Portfolioperformance besser zu verstehen und interpretieren zu können. Insbesondere die Bedeutung der Gewichtsmasse zur Messung der Performance von Hedge-Fonds dürfte in naher Zukunft zunehmen. Es bleibt aber noch ein weiter Weg bis zur Implementierung eines Performancemasses basierend auf einem endogenen Benchmark-Portfolio.

Die Arbeit diskutiert die Performancemessung mit den Messverfahren unkonditioniertes Jensen's Alpha, konditioniertes Jensen's Alpha, UWM und CWM. Die Gemeinsamkeit aller dieser risikoadjustierten Performancemasse besteht darin, dass sie die Überschussrendite eines aktiv gemanagten Portfolios gegenüber einem passiven Portfolio mit demselben Portfoliorisiko ermitteln[6]. Die grösste Schwierigkeit bei der empirischen Implementierung der Performancemasse unabhängig davon ob risikoadjustiert oder auch nicht und die Ursache der meisten Kritik an ihnen ist die Bestimmung des relevanten passiven Portfolios.

Wenn die Portfoliogewichte nicht beobachtbar sind, benötigt man sowohl adäquate Benchmarks, welche das korrekte Risikoprofil widerspiegeln als auch ein spezifisches Asset Pricing Modell (CAPM oder APT) für die Risikokontrolle. Das Benchmark-Portfolio bzw. das passive Portfolio sollte unter der Berücksichtigung seines Risikos die erwarteten Renditen maximieren bzw. mean-variance effizient sein. Empirische Untersuchungen beweisen, dass ein gleichgewichteter oder kapitalisierungsgewichteter Marktindex nicht mean-variance

[6] Die Gemeinsamkeit sämtlicher Performancemasse (nicht risikoadjustiert und risikoadjustiert) besteht darin, dass sie die Überschussrendite eines aktiv gemanagten Portfolios gegenüber einem passiven Portfolio bestimmen.

effizient ist und somit kein geeignetes passives Portfolio darstellt. Eine weitere Anforderung an ein passives Benchmark-Portfolio ergibt sich aus der Berücksichtigung der Renditen basierend auf verschiedenen systematischen Risiken. Es hat sich dabei gezeigt, dass ein mehrdimensionales Benchmark-Portfolio diesbezüglich geeigneter ist als ein eindimensionales Benchmark-Portfolio und ein Benchmark-Portfolio basierend auf mehreren öffentlichen Informationsvariablen diesbezüglich geeigneter ist als ein Benchmark-Portfolio bestehend aus verschiedenen Indizes. Ein Benchmark-Portfolio, das öffentliche Informationsvariablen und Indizes kombiniert, ist bezüglich Berücksichtigung verschiedener systematischer Risiken bzw. systematischer Renditen am geeignetsten. Die Mehrdimensionalität des systematischen Risikos bleibt aber weiterhin ein Thema zukünftiger Forschungsarbeiten.

Obwohl die Portfoliogewichte der Finanzmarktforschung nur selten zur Verfügung stehen, sind sie doch bei den Fondsgesellschaften aufgrund der täglichen Wertbestimmung des Fonds jederzeit präsent. In der Vergangenheit wurde diese Information für die Performancemessung wegen der hohen Verarbeitungskosten vernachlässigt. Durch die ständig wachsende Rechenleistung der Computer wird die Datenverarbeitung aber immer kostengünstiger. Es ist deshalb zu erwarten, dass in Zukunft die Performancemessung mit Portfoliogewichten zunehmen wird. Die traditionellen exogenen Benchmarks werden also durch die neuen endogenen Benchmarks ersetzt. Insbesondere die Bedeutung der Gewichtsmasse zur Messung der Performance von Hedge-Fonds dürfte sich zukünftig durchsetzten. Da Hedge-Fonds durch den Einsatz derivativer Finanzinstrumente bei steigenden und fallenden Kursen positive Renditen erzielen können, wird die Identifikation des passiven Benchmark-Portfolios noch schwieriger. Ein exogener Benchmark ist kaum in der Lage, die optionsbasierten Strategien eines Hedge-Fonds zu replizieren. Dies ist auch der Grund, wieso Hedge-Fonds versuchen, nicht eine relative Rendite zu einem Benchmark (Performance) sondern eine absolute Rendite zu erwirtschaften. Es existiert also gar keine Performance, das heisst, eine Performancemessung ist nicht durchführbar. Mit Hilfe der Gewichtsmasse kann aber ein endogener Benchmark generiert werden, der es erlaubt, die Rendite des Hedge-Fonds relativ zur Rendite des endogenen Benchmarks zu messen. Da Gewichtsmasse konstruktionsbedingt risikoadjustiert sind, bestehen für Hedge-Fonds risikoadjustierte Performancemasse. Die Anlagekategorien der Aktien- und Obligationenfonds orientieren sich traditionell beide an einem exogenen Benchmark. Für Obligationenfonds wurden bis anhin noch keine empirischen Untersuchungen mit einem endogenen Benchmark durchgeführt. Sowohl Aktien-als auch Obligationenfonds besitzen eine Renditezeitreihe (NAV-Zeitreihe) basierend auf den Gewichten und Renditen der einzelnen Titel innerhalb des jeweiligen Fonds. Der Unterschied zwischen Aktien und Obligationen bezüglich Dividende und Coupon sowie zwischen zeitlich unbegrenzter und zeitlich begrenzter Laufzeit schliesst die Bildung eines endogenen Benchmarks bei einem Obligationenfonds nicht aus. Das heisst, es ist zu erwarten, dass in der Zukunft die Performance von Obligationenfonds auch mit Gewichtsmassen gemessen wird.

Ein weiterer Vorteil der Performancemessung mit Portfoliogewichten liegt im Bereich des market timing. Betreibt der Portfoliomanager market timing, können die auf der Asset Pricing Theorie basierenden Messverfahren aufgrund ihrer Regressionskonstruktion das Risikoniveau des Portfolios (Portfoliobeta) verzerrt ermitteln. Dies ist der Timing-Bias. Obwohl einige auf der Asset Pricing Theorie basierende Messmethoden entwickelt wurden, die das Timing modellieren können (Treynor-Mazuy-Modell, Henriksson-Merton-Modell), erfordern alle diese Methoden die Annahme, dass die Renditen des Portfolios und des Benchmarks normalverteilt sind. Das Problem besteht darin, dass es schwierig ist zu unterscheiden zwischen einem Portfolio, dessen Renditen aufgrund linksschief verteilter Benchmarkrenditen linksschief verteilt sind und einem Portfolio, dessen Renditen aufgrund von Timing-Fähigkeiten linksschief verteilt sind. Die Messtechnik mit den Portfoliogewichten unterliegt nicht dem Timing-Bias, weil sie nicht auf einen Benchmark regressiert.

Bis heute liegt mit dem Modell von Treynor-Mazuy oder Henriksson-Merton sowohl unkonditioniert als auch konditioniert kein überzeugender empirischer Beweis vor, dass Portfoliomanager systematisch Überschussrenditen mit market timing erwirtschaften. Zukünftige Forschungsarbeiten werden mit der Dekomposition der Renditemasse und/oder der Gewichtsmasse (vgl. Appendix B und C) vielleicht empirisch nachweisen können, dass Manager durchaus in der Lage sind, den Markt systematisch zu timen. Im Gegensatz zur Timing-Fähigkeit wurde mit dem Modell von Treynor-Mazuy oder Henriksson-Merton im unkonditionierten und konditionierten Fall empirisch nachgewiesen, dass die Manager mit der Selektion einzelner Titel systematisch Überschussrenditen generieren. (Diesen empirischen Nachweis liefern auch die Renditemasse (unkonditioniertes Jensen’s Alpha und konditioniertes Jensen’s Alpha) unter der Annahme, dass die Manager kein market timing betreiben). Wie sollte der empirische Nachweis der Überschussrenditen basierend auf der Titelselektion interpretiert werden?

Diese Frage lässt sich aus zwei verschiedenen Perspektiven beantworten. Erstens, es wird argumentiert, dass einige Manager öffentliche und private Information über einzelne Titel besitzen und auch ausnutzen. Die zweite Sichtweise erklärt, dass die Überschussrenditen teilweise aus der Ausnutzung von Zeitreihen-Renditeeffekten resultieren. Da die Performancemasse (Treynor-Mazuy-Alpha, Henriksson-Merton-Alpha und Jensen-Alpha) so konditioniert sind, dass sie oft nur Querschnitts-Renditeeffekte (Dividendenrendite, Default-Spread, Zins-Spread) bei den Überschussrenditen abziehen, werden die Zeitreihen-Renditeeffekte bei den Überschussrenditen nicht subtrahiert und somit als Titelselektion (beim Jensen-Mass nur wenn kein Timing vorliegt) gewertet. Bei den Zeitreihen-Renditeeffekten resultiert die Überschussrendite durch das Ausnutzen von nichtstationären Titelrenditezeitreihen (Titel mit hohen Renditen in der Vergangenheit haben auch hohe Renditen in der Zukunft). Die vorliegende Arbeit berücksichtigt die Zeitreihen-Renditeeffekte beim konditionierten Gewichtsmass, indem das Konditionierungsset dort zusätzlich aus verzögerten Titelrenditen besteht.

Die Kenntnis darüber in welchem Ausmass die auf öffentliche Information konditionierte Performance des Portfolios bzw. die abnormale Performance des Portfolios auf technischem Handeln (Ausnutzung der Zeitreiheneffekte) statt auf fundamentalen Analysen basiert, ist aus folgenden Gründen wichtig: Erstens, wenn die abnormale Performance eher durch technisches Handeln als durch fundamentale Analysen erzielt wird, ist der Anleger nicht unbedingt auf die Fähigkeiten eines Portfoliomanagers angewiesen. Zweitens, basieren die in der Vergangenheit beobachteten nichtstationären Titelrenditezeitreihen auf Marktineffizienzen, werden sie über die Zeit hinweg wieder verschwinden. In einem solchen Fall ist der Anleger weniger gewillt, einen Portfoliomanager anhand seiner vergangenen Performance zu wählen. Der Anleger vermutet, dass die Performance basierend auf fundamentalen Analysen über die Zeit bestehen bleibt. Grinblatt, Titman und Wermers (1995) zeigten in ihrer Studie, dass die abnormale Portfolioperformance teilweise von der Ausnutzung von Momentum-Strategien (dem Kauf von vergangenen Gewinnertiteln bzw. dem Verkauf von vergangenen Verlierertiteln) abhängt.

Die Forschung im Bereich der Performancemessung wird in Zukunft von umfangreicheren Stichproben bezüglich Querschnittsdaten (grössere Anzahl von Fonds und Titeln) und Zeitreihendaten (längere Zeitreihen) profitieren. Zudem hilft das bessere Verständnis der Eigenschaften der Titelrenditen im Querschnitt und in der Zeitreihe neue Performancemasse wie die Gewichtsmasse zu entwickeln, die sowohl Querschnitt als auch Zeitreihe beurteilen.

Mit grossen Stichproben und den gewichtsorientierten Messverfahren gelingt es der Forschung ziemlich gut zu verstehen, was positive Portfolioperformance bestimmt. Neben dem Ausbau des Konditionierungssets auf der Ebene Querschnitt und Zeitreihe ergeben sich für die Zukunft noch weitere Forschungsrichtungen. Der Zusammenhang zwischen den Rendite- und Gewichtsmassen sollte noch näher untersucht werden. Erste Ansätze dazu befinden sich im Appendix C. Möglich wäre auch die Entwicklung eines Performancemasses, das die beiden Messtechniken der Rendite- und Gewichtsmasse miteinander verknüpft. Die Variation der Zeitdauer für die Titelgewichtsveränderungen bei den Gewichtsmassen bietet ebenfalls einen zukünftigen Forschungsansatz.

Literaturverzeichnis

Admati, A., S. Bhattacharya, P. Pfleiderer und S. Ross (1986): “On timing and selectivity”, Journal of Finance 41, S. 715-730.

Admati, A. und S. Ross (1985): “Measuring investment performance in a rational expectations equilibrium model”, Journal of Business 58, S. 1-26.

Becker, C., W. Ferson, D. Myers und M. Schill (1999): “Conditional market timing with benchmark investors”, Journal of Financial Economics 52, S. 119-148.

Bossaerts, P. und R. Green (1989): “A general equilibrium model of changing risk premia: Theory and tests”, Review of Financial Studies 2, S. 467-493.

Brennan, M. (1993): “Agency and asset pricing”, IFA working paper, London Business School, S. 172-193.

Brown, S., W. Goetzmann, R. Ibbotson und S. Ross (1992): “Survivorship bias in performance studies”, Review of Financial Studies 6, S. 553-580.

Christopherson, J., W. Ferson und D. Glassman (1998a): “Conditioning manager alphas on economic information: Another look at the persistence of performance”, Review of Financial Studies 11, S. 111-142.

Christopherson, J., W. Ferson und D. Glassman (1998b): “Conditional measures of performance and persistence for pension funds”, in: Research in Finance, Vol. 16, JAI Press, Stamford, Connecticut, S. 1-46.

Christopherson, J., W. Ferson und L. Turner (1999): “Performance evaluation using conditional alphas and betas”, Journal of Portfolio Management, Fall, S. 59-72.

Copeland, T. und D. Mayers (1982): “The value line enigma (1965-1978): A case study of performance evaluation issues”, Journal of Financial Economics 10, S. 289-321.

Cornell, B. (1979): “Asymmetric information and portfolio performance measurement”, Journal of Financial Economics 7, S. 381-390.

Daniel, K., M. Grinblatt, S. Titman und R. Wermers (1997): “Measuring mutual fund performance with characteristic-based benchmarks”, Journal of Finance 52, S. 1035-1058.

Dybvig, P. und S. Ross (1985a): “Differential information and performance measurement using a security market line”, Journal of Finance 40, S. 383-399.

Dybvig, P. und S. Ross (1985b): “The analytics of performance measurement using a security market line”, Journal of Finance 40, S. 401-416.

Eckbo, B. und D. Smith (1998): “The conditional performance of insider trades”, Journal of Finance 53, S. 467-498.

Elton, E., M. Gruber und C. Blake (1996): “Survivorship bias and mutual fund performance”, Review of Financial Studies 9, S. 1097-1120.

Fama, E. (1970): “Efficient capital markets: A review of theory and empirical work”, Journal of Finance 25, S. 383-417.

Fama, E. (1991): “Efficient capital markets: II”, Journal of Finance 46, S. 1575-1617.

Fama, E. und K. French (1988): “Dividend yields and expected stock returns”, Journal of Financial Economics 22, S. 3-27.

Fama, E. und K. French (1989): “Business conditions and expected returns on stocks and bonds”, Journal of Financial Economics 25, S. 23-49.

Fama, E. und K. French (1993): “Common risk factors in the returns on stocks and bonds”, Journal of Financial Economics 33, S. 3-56.

Fama, E. und K. French (1996): “Multifactor explanations of asset pricing anomalies”, Journal of Finance 51, S. 55-87.

Fama, E. und W. Schwert (1977): “Asset returns and inflation”, Journal of Financial Economics 5, S. 115-146.

Farnsworth, H., W. Ferson, D. Jackson und S. Todd (1997): “Conditional performance evaluation”, Working paper, University of Washington.

Ferson, W. (1989): “Changes in expected security returns, risk, and the level of interest rates”, Journal of Finance 44, S. 1191-1217.

Ferson, W. und C. Harvey (1991): “The variation of economic risk premiums”, Journal of Political Economy 99, S. 385-415.

Ferson, W. und C. Harvey (1999): “Conditioning variables and cross-section of stock returns”, Journal of Finance 54, S. 1325-1360.

Ferson, W. und K. Khang (1998): “Performance measurement using portfolio weights and conditioning information: An examination of pension fund equity manager performance”, Dissertation, University of Washington.

Ferson, W. und K. Khang (2002): “Conditional performance measurement using portfolio weights: Evidence for pension funds”, National Bureau of Economic Research working paper 8790.

Ferson, W. und R. Schadt (1996): “Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions”, Journal of Finance 51, S. 425-461.

Goetzmann, W., J. Ingersoll und Z. Ivkovic (2000): “Monthly measurement of daily timers”, Journal of Financial and Quantitative Analysis 35, S. 257-290.

Grinblatt, M. (1986): “How to evaluate a portfolio manager”, Financial Markets and Portfolio Management, Vol. 1, No. 2, S. 9-20.

Grinblatt, M. und S. Titman (1989a): “Mutual fund performance: An analysis of quarterly portfolio holdings”, Journal of Business 62, S. 393-416.

Grinblatt, M. und S. Titman (1989b): "Portfolio performance evaluation: Old issues and new insights", Review of Financial Studies 2, S. 393-421.

Grinblatt, M. und S. Titman (1992): "The persistence of mutual fund performance", Journal of Finance 47, S. 1977-1984.

Grinblatt, M. und S. Titman (1993): "Performance measurement without benchmarks: An examination of mutual fund returns", Journal of Business 60, S. 97-112.

Grinblatt, M. und S. Titman (1994): "A study of monthly mutual fund returns and performance evaluation techniques", Journal of Financial and Quantitative Analysis 29, S. 419-444.

Grinblatt, M. und S. Titman (1995): "Performance evaluation", in: R. Jarrow, V. Maksimovic und W. Ziemba (eds.): Finance, Handbooks in Operations Research and Management Science, North Holland, Vol. 9, Amsterdam, S. 581-609.

Grinblatt, M., S. Titman und R. Wermers (1995): "Momentum investment strategies, portfolio performance, and herding: A study of mutual fund behavior", American Economic Review 85, S. 1088-1105.

Halpern, P. und I. Fowler (1991): "Investment management fees and the determinants of pricing and structure in the industry", Journal of Portfolio Management, Winter. S. 74-79.

Hansen, L. (1982): "Large sample properties of the generalized method of moments estimators", Econometrica 50, S. 1029-1054.

Hayashi, F. (2000): "Econometrics", Princeton.

Heinkel, R. und N. Stoughton (1995): "A new method for portfolio performance measurement", Working paper, University of British Columbia.

Hill, R., W. Griffith und G. Judge (2001): "Undergraduate econometrics", 2. Auflage, New York.

Jagannathan, R. und R. Korajczyk (1986): “Assessing the market timing performance of managed portfolios”, Journal of Business 59, S. 217-236.

Jegadeesh, N. (1990): “Evidence of predictable behavior of security returns”, Journal of Finance 45, S. 881-898.

Jegadeesh, N. und S. Titman (1993): “Returns to buying winners and selling losers”, Journal of Finance 48, S. 65-91.

Jensen, M. (1968): “The performance of mutual funds in the period 1945-1964”, Journal of Finance 23, S. 389-416.

Jensen, M. (1969): “Risk, the pricing of capital assets, and the evaluation of investment portfolios”, Journal of Business 42, S. 167-247.

Jensen, M. (1972): “Optimal utilization of market forecasts and the evaluation of investment portfolio performance”, in: G. Szego und K. Shell (eds.): Mathematical Methods in Investment and Finance, North Holland, Amsterdam.

Johnston, J. und J. DiNardo (1997): “Econometric methods”, 4. Auflage, New York.

Keim, D. (1983): “Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence”, Journal of Financial Economics 12, S. 13-32.

Keim, D. und R. Stambaugh (1986): “Predicting returns in the bond and stock markets”, Journal of Financial Economics 17, S. 357-390.

Kennedy, P. (2001): “A guide to econometrics”, 4. Auflage, Oxford.

Lakonishok, J., A. Shleifer und R. Vishny (1992): “The structure and performance of the money management industry”, Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics 1992, S. 339-391.

Lehmann, B. und D. Modest (1987): “Mutual fund performance evaluation: A comparison of benchmarks and benchmark comparisons”, Journal of Finance 42, S. 233-265.

Magnus, J. und H. Neudecker (2002): “Matrix differential calculus with applications in statistics and econometrics”, Revised Edition, Chichester.

Malatesta, P. (1992): “Professional investors and asset returns”, Working paper, University of Washington.

Malkiel, B. (1995): “Returns from investing in equity mutual funds 1971-1991”, Journal of Finance 50, S. 549-572.

Mayers, D. und E. Rice (1979): “Measuring portfolio performance and the empirical content of asset pricing models”, Journal of Financial Economics 7, S. 3-28.

Pratt, J. (1964): “Risk aversion in the small and in the large”, Econometrica 32, S. 122-136.

Roll, R. (1977): “A critique of the asset pricing theory’s tests”, Journal of Financial Economics 4, S. 129-176.

Roll, R. (1978): “Ambiguity when performance is measured by the securities market line”, Journal of Finance 33, S. 1051-1069.

Roll, R. (1979): “A reply to Mayers and Rice (1979)”, Journal of Financial Economics 7, S. 391-400.

Rubinstein, M. (1973): “A comparative statics analysis of risk premiums”, Journal of Business 46, S. 605-615.

Sharpe, W. (1966): “Mutual fund performance”, Journal of Business 39, S. 119-138.

Sharpe, W. (1992): “Asset Allocation: Management style and performance measurement”, Journal of Portfolio Management 18, S. 7-19.

Treynor, J. (1965): “How to rate management of investment funds”, Harvard Business Review 43, S. 63-75.

Treynor, J. und F. Black (1973): “How to use security analysis to improve portfolio selection”, Journal of Business 46, S. 66-86.

Treynor, J. und K. Mazuy (1965): “Can mutual funds outguess the market?”, Harvard Business Review 44, S. 131-136.

Verrecchia, R. (1980): “The Mayers-Rice conjecture: A counterexample”, Journal of Financial Economics 8, S. 87-100.

Wermers, R. (1997): “Momentum investment strategies of mutual funds, performance persistence, and survivorship bias”, Working paper, University of Colorado.

Zheng, L. (1999): “Is money smart?: A study of mutual fund investors’ fund selection ability”, Journal of Finance 54, S. 901-933.

Zimmermann, H. (1998): “State-Preference Theorie und Asset Pricing: Eine Einführung”, Heidelberg.

Zimmermann, H., M. Rudolf, S. Jaeger und C. Zogg-Wetter (1996): “Moderne Performance-Messung: Ein Handbuch für die Praxis“, Bank und finanzwirtschaftliche Forschungen, Bd. 226, Bern.

Appendix A: Theoretische Herleitung

Die Herleitung, welche zeigt, dass das auf öffentliche Information konditionierte Gewichtsmass für einen Portfoliomanager, der öffentliche und private Information nutzt, grösser als null ist, beruht auf der Maximierung einer auf öffentliche und private Information konditionierten erwarteten Nutzenfunktion in einem Ein-Periodenmodell. Der auf öffentliche und private Information konditionierte Erwartungswert wird mit $E\left(. \,|\, Z, S \right)$ dargestellt. $E\left(. \right)$ entspricht dem unkonditionierten Erwartungswert, d.h. Z und S sind gleich null. Das Nutzenmaximierungsproblem im Ein-Periodenmodell lautet wie folgt:

$$\max_w \; E\left[U\left(\tilde{W} \right) \middle| \; Z, S \right] \tag{1.1}$$

Das Anfangsvermögen W_0 wird in einen risikolosen Teil $W_0\left(1 - \mathbf{w}'\mathbf{q}\right)\left(1 + r_f\right)$ und in einen riskanten Teil $W_0\mathbf{w}'\left(\mathbf{q} + \tilde{\mathbf{r}}\right)$ investiert, das bedeutet:

$$\max_w \; E\left[U\left(W_0\left(1 - \mathbf{w}'\mathbf{q}\right)\left(1 + r_f\right) + W_0\mathbf{w}'\left(\mathbf{q} + \tilde{\mathbf{r}}\right)\right) \middle| \; Z, S \right] \tag{1.2}$$

$$\max_w \; E\left[U\left(W_0\left(1 + r_f - \mathbf{w}'\mathbf{q} - \mathbf{w}'\mathbf{q}r_f\right) + W_0\mathbf{w}'\mathbf{q} + W_0\mathbf{w}'\tilde{\mathbf{r}}\right) \middle| \; Z, S \right] \tag{1.3}$$

$$\max_w \; E\left[U\left(W_0\left(1 + r_f\right) - W_0\mathbf{w}'\mathbf{q} - W_0\mathbf{w}'\mathbf{q}r_f + W_0\mathbf{w}'\mathbf{q} + W_0\mathbf{w}'\tilde{\mathbf{r}}\right) \middle| \; Z, S \right] \tag{1.4}$$

$$\max_w \; E\left[U\left(W_0\left(1 + r_f\right) + W_0\mathbf{w}'\left(\tilde{\mathbf{r}} - \mathbf{q}r_f\right)\right) \middle| \; Z, S \right] \tag{1.5}$$

$$\max_w \; E\left[U\left(W_0\left(1 + r_f\right) + W_0\mathbf{w}'\tilde{\mathbf{R}}\right) \middle| \; Z, S \right] \tag{1.6}$$

$\max_w$	= Maximierung bzw. erste Ableitung nach dem Portfoliogewicht w gleich null setzen
E	= Erwartungswert
U	= Nutzenfunktion
W_0	= Fondsvermögen am Anfang der Periode
$\tilde{W}$	= Fondsvermögen am Ende der Periode bzw. am Anfang der nächsten Periode
r_f	= risikoloser Zinssatz
$\tilde{\mathbf{r}}$	= Vektor der risikobehafteten Renditen der Titel
$\tilde{\mathbf{R}}$	= Vektor der risikobehafteten Überschussrenditen der Titel bezüglich den risikolosen Zinssätzen
$\mathbf{w}$	= Vektor der Portfoliogewichte der risikobehafteten Titel

q = Vektor bestehend aus Einsen

Z = öffentliche Information am Anfang der Periode, öffentliche Information ist mit $\tilde{\mathbf{R}}$ konditioniert auf Z nicht korreliert

S = private Information am Anfang der Periode, private Information ist mit $\tilde{\mathbf{R}}$ konditioniert auf Z positiv korreliert

Der erwartete Nutzen des am Ende der Periode existierenden Fondsvermögens $\tilde{W}$ soll maximiert werden, d.h. die partielle erste Ableitung der erwarteten Nutzenfunktion nach dem Portfoliogewicht w_j wird gleich null gesetzt. Wir verwenden dazu die allgemeine Kettenregel. Die Notation j steht für j = 1, …, N Titel im Portfolio. Die partielle erste Ableitung der Nutzenfunktion in (1.6) nach w_j ergibt:

$$\frac{\partial U}{\partial w_j} = \frac{\partial U}{\partial \tilde{W}} \cdot \frac{\partial \tilde{W}}{\partial w_j} = U'\left(\tilde{W}\right) \cdot W_0 \tilde{R}_j = 0 \tag{2.1}$$

Die partielle erste Ableitung der auf Z und S konditionierten erwarteten Nutzenfunktion in (1.6) nach w_j lautet:

$$E\left[\frac{\partial U}{\partial w_j} \mid Z, S\right] = E\left[\frac{\partial U}{\partial \tilde{W}} \cdot \frac{\partial \tilde{W}}{\partial w_j} \mid Z, S\right] = E\left[U'\left(\tilde{W}\right) \cdot W_0 \tilde{R}_j \mid Z, S\right] = 0 \tag{2.2}$$

Das Anfangsvermögen W_0 ist konstant und kann deshalb ohne Erwartungswert notiert werden.

$$W_0 \; E\left[U'\left(\tilde{W}\right) \tilde{R}_j \mid Z, S\right] = 0 \tag{2.3}$$

Wir dividieren W_0 auf beiden Seiten der Gleichung (2.3).

$$E\left[U'\left(\tilde{W}\right) \tilde{R}_j \mid Z, S\right] = 0 \tag{2.4}$$

Die auf Z und S konditionierte Kovarianz zwischen $U'\left(\tilde{W}\right)$ und $\tilde{R}_j$ lautet (vgl. Appendix 2.5):

$$Cov\left[\left(U'\left(\tilde{W}\right), \tilde{R}_j\right) \mid Z,S\right] = E\left[U'\left(\tilde{W}\right)\tilde{R}_j \mid Z,S\right] - E\left[U'\left(\tilde{W}\right) \mid Z,S\right] E\left[\tilde{R}_j \mid Z,S\right] \tag{2.5}$$

bzw. nach $E\left[U'\left(\tilde{W}\right)\tilde{R}_j \mid Z,S\right]$ aufgelöst

$$E\left[U'\left(\tilde{W}\right)\tilde{R}_j \mid Z,S\right] = Cov\left[\left(U'\left(\tilde{W}\right), \tilde{R}_j\right) \mid Z,S\right] + E\left[U'\left(\tilde{W}\right) \mid Z,S\right] E\left[\tilde{R}_j \mid Z,S\right] \tag{2.6}$$

gegeben (2.4), können wir schreiben

$$Cov\left[\left(U'\left(\tilde{W}\right), \tilde{R}_j\right) \mid Z,S\right] + E\left[U'\left(\tilde{W}\right) \mid Z,S\right] E\left[\tilde{R}_j \mid Z,S\right] = 0 \tag{2.7}$$

Stein’s Lemma, vgl. Stein (1973), besagt:

$$Cov\left[f(x), y\right] = E\left[f'(x)\right] Cov(x,y) \tag{2.8}$$

bzw.

$$Cov\left[x, f(y)\right] = E\left[f'(y)\right] Cov(x,y) \tag{2.9}$$

Unter der Annahme, dass die auf Z bzw. auf Z und S konditionierten Renditen der Titel multivariat normalverteilt sind, ergibt sich bei der Anwendung von Stein’s Lemma bzw. Gleichung (2.8) für $Cov\left[\left(U'\left(\tilde{W}\right), \tilde{R}_j\right) \mid Z,S\right]$ folgender Ausdruck:

$$Cov\left[\left(U'\left(\tilde{W}\right), \tilde{R}_j\right) \mid Z,S\right] = E\left[U''\left(\tilde{W}\right) \mid Z,S\right] Cov\left[\left(\tilde{W}, \tilde{R}_j\right) \mid Z,S\right] \tag{3}$$

(3) in (2.7) einsetzen.

$$E\left[U''\left(\tilde{W}\right) \mid Z,S\right] Cov\left[\left(\tilde{W}, \tilde{R}_j\right) \mid Z,S\right] + E\left[U'\left(\tilde{W}\right) \mid Z,S\right] E\left[\tilde{R}_j \mid Z,S\right] = 0 \tag{4.1}$$

$$E\left[U'\left(\tilde{W}\right) \mid Z,S\right] E\left[\tilde{R}_j \mid Z,S\right] = -E\left[U''\left(\tilde{W}\right) \mid Z,S\right] Cov\left[\left(\tilde{W}, \tilde{R}_j\right) \mid Z,S\right] \tag{4.2}$$

$$E\left[\tilde{R}_j \mid Z,S\right] = -\frac{E\left[U''\left(\tilde{W}\right) \mid Z,S\right]}{E\left[U'\left(\tilde{W}\right) \mid Z,S\right]} Cov\left[\left(\tilde{W}, \tilde{R}_j\right) \mid Z,S\right] \tag{4.3}$$

Das Fondsvermögen am Ende der Periode kann geschrieben werden als:

$$\tilde{W} = W_0\left[\left(1+r_f\right)+\sum_{i=1}^{N} w_i \tilde{R}_i\right] = W_0 1 + W_0 r_f + W_0\left(\sum_{i=1}^{N} w_i \tilde{R}_i\right) \tag{4.4}$$

Da die beiden Werte $W_0 1$ und $W_0 r_f$ konstant bleiben und nicht mit $\tilde{R}_i$ multiplikativ verknüpft sind, brauchen wir sie bei der Kovarianz in (4.5) nicht mehr einzusetzen. Die Bezeichnung i steht für i = 1, …, N Titel im Portfolio. (4.4) in (4.5) einsetzen, ergibt:

$$Cov\left[\left(\tilde{W}, \tilde{R}_j\right) \mid Z, S\right] = Cov\left[\left(W_0\left(\sum_{i=1}^{N} w_i \tilde{R}_i\right), \tilde{R}_j\right) \mid Z, S\right] \tag{4.5}$$

Sowohl das Anfangsvermögen W_0 als auch die Portfoliogewichte w_i sind konstant und mit $\tilde{R}_i$ multiplikativ verknüpft. W_0 und $\sum_{i=1}^{N} w_i$ können deshalb vor den Kovarianzausdruck gesetzt werden.

$$Cov\left[\left(\tilde{W}, \tilde{R}_j\right) \mid Z, S\right] = W_0\left[\sum_{i=1}^{N} w_i \; Cov\left(\left(\tilde{R}_i, \tilde{R}_j\right) \mid Z, S\right)\right] \tag{4.6}$$

$$Cov\left[\left(\tilde{W}, \tilde{R}_j\right) \mid Z, S\right] = W_0\left[Cov\left(\left(\tilde{R}_1, \tilde{R}_j\right) \mid Z, S\right) \cdots Cov\left(\left(\tilde{R}_N, \tilde{R}_j\right) \mid Z, S\right)\right] \mathbf{w}(Z, S) \tag{4.7}$$

$$Cov\left[\left(\tilde{W}, \tilde{R}_j\right) \mid Z, S\right] = W_0\left[Cov\left(\left(\tilde{\mathbf{R}}, \tilde{R}_j\right) \mid Z, S\right)\right] \mathbf{w}(Z, S) \tag{4.8}$$

Unter der Berücksichtigung von (4.8) notieren wir (4.3) in der Vektorschreibweise.

$$E\left[\tilde{\mathbf{R}} \mid Z, S\right] = -\frac{E\left[U''\left(\tilde{W}\right) \mid Z, S\right]}{E\left[U'\left(\tilde{W}\right) \mid Z, S\right]} W_0 Cov\left[\left(\tilde{\mathbf{R}}, \tilde{\mathbf{R}}\right) \mid Z, S\right] \mathbf{w}(Z, S) \tag{4.9}$$

wobei der Ausdruck $-\frac{E\left[U''\left(\tilde{W}\right) \mid Z, S\right]}{E\left[U'\left(\tilde{W}\right) \mid Z, S\right]}$ dem absoluten Arrow-Pratt'schen Risikoaversions-koeffizient, vgl. Pratt (1964), bzw. der absoluten Risikoaversion definiert nach Rubinstein (1973) entspricht.

Wir definieren den Ausdruck $-\frac{E\left[U''\left(\tilde{W}\right) \mid Z,S\right]}{E\left[U'\left(\tilde{W}\right) \mid Z,S\right]}$ als $a(Z,S)$. Der Ausdruck $Cov\left[\left(\tilde{\mathbf{R}},\tilde{\mathbf{R}}\right) \mid Z,S\right]$ wird mit $\mathbf{V}$ bezeichnet. Die auf Z und S konditionierte Varianz-Kovarianz-Matrix V ist nichtsingular und somit invertierbar. Sämtliche Elemente von $\mathbf{V}$ sind positiv. Die Gleichung (4.9) lässt sich schreiben als:

$$E\left[\tilde{\mathbf{R}} \mid Z,S\right] = a(Z,S)\,W_0 \mathbf{V}\,\mathbf{w}(Z,S) \tag{4.10}$$

Als nächstes betrachten wir den Renditebildungsprozess. Der Renditebildungsprozess eines Titels lautet wie folgt:

$$\tilde{r}_{jt} = b_j \tilde{z}^*_{jt} + c_j \tilde{s}^*_{jt} + \tilde{e}_{jt} \tag{5.1}$$

$\tilde{r}_{jt}$ = stetige Rendite des Titels j im Zeitraum t bis t+1

b_j = der Regressionsparameter des Titels j für die öffentliche Informationsvariable $\tilde{z}^*_{jt}$

$\tilde{z}^*_{jt}$ = normalverteilte stetige Rendite des Titels j im Zeitraum t bis t+1 basierend auf öffentlicher Information zum Zeitpunkt t

c_j = der Regressionsparameter des Titels j für die private Informationsvariable $\tilde{s}^*_{jt}$

$\tilde{s}^*_{jt}$ = normalverteilte stetige Rendite des Titels j im Zeitraum t bis t+1 basierend auf privater Information zum Zeitpunkt t

$\tilde{e}_{jt}$ = unvorhersehbare normalverteilte stetige Rendite des Titels j im Zeitraum t bis t+1

$\tilde{z}_{jt}$ entspricht der Abweichung von $\tilde{z}^*_{jt}$ bezüglich seinem Durchschnitt $\bar{z}_j$, d.h. $\tilde{z}^*_{jt} = \bar{z}_j + \tilde{z}_{jt}$, wobei $E\left[\tilde{z}^*_{jt}\right] = E\left[\bar{z}_j\right] + E\left[\tilde{z}_{jt}\right] = \bar{z}_j + 0$, d.h. $E\left[\tilde{z}^*_{jt}\right] = \bar{z}_j$.

$\tilde{s}_{jt}$ entspricht der Abweichung von $\tilde{s}^*_{jt}$ bezüglich seinem Durchschnitt $\bar{s}_j$, d.h. $\tilde{s}^*_{jt} = \bar{s}_j + \tilde{s}_{jt}$, wobei $E\left[\tilde{s}^*_{jt}\right] = E\left[\bar{s}_j\right] + E\left[\tilde{s}_{jt}\right] = \bar{s}_j + 0$, d.h. $E\left[\tilde{s}^*_{jt}\right] = \bar{s}_j$.

Die Variablen $\tilde{z}_{jt}$ und $\tilde{s}_{jt}$ sind ebenfalls normalverteilt.

$\tilde{z}^*_{jt} = \bar{z}_j + \tilde{z}_{jt}$ und $\tilde{s}^*_{jt} = \bar{s}_j + \tilde{s}_{jt}$ in (5.1) einsetzen, ergibt:

$$\tilde{r}_{jt} = b_j\left(\bar{z}_j + \tilde{z}_{jt}\right) + c_j\left(\bar{s}_j + \tilde{s}_{jt}\right) + \tilde{e}_{jt} \tag{5.2}$$

$$\tilde{r}_{jt} = b_j\bar{z}_j + b_j\tilde{z}_{jt} + c_j\bar{s}_j + c_j\tilde{s}_{jt} + \tilde{e}_{jt} \tag{5.3}$$

wobei $\bar{r}_j = b_j\bar{z}_j + c_j\bar{s}_j$, das heisst:

$$\tilde{r}_{jt} = \bar{r}_j + b_j\tilde{z}_{jt} + c_j\tilde{s}_{jt} + \tilde{e}_{jt} \tag{5.4}$$

Der risikolose Zinssatz r_f wird ebenfalls berücksichtigt, wobei $\tilde{R}_{jt} = \tilde{r}_{jt} - r_f$, d.h. die Gleichung (5.4) wird zu:

$$\tilde{R}_{jt} = -r_f + \bar{r}_j + b_j\tilde{z}_{jt} + c_j\tilde{s}_{jt} + \tilde{e}_{jt} \tag{5.5}$$

Es werden drei Annahmen getroffen. Für die erste Annahme gilt:

$$Cov\left(\tilde{z}_{jt}, \tilde{s}_{jt}\right) = 0 \qquad \text{für alle Titel j}$$

D.h. die beiden Regressionsvariablen $\tilde{z}_{jt}$ und $\tilde{s}_{jt}$ sind nicht miteinander korreliert. Die zweite und dritte Annahme lautet:

$$Cov\left(\tilde{z}_{jt}, \tilde{e}_{jt}\right) = 0 \qquad \text{für alle Titel j}$$

$$Cov\left(\tilde{s}_{jt}, \tilde{e}_{jt}\right) = 0 \qquad \text{für alle Titel j}$$

D.h. die Regressionsvariable $\tilde{z}_{jt}$ ist nicht mit dem Residuum $\tilde{e}_{jt}$ korreliert bzw. die Regressionsvariable $\tilde{s}_{jt}$ ist nicht mit dem Residuum $\tilde{e}_{jt}$ korreliert.

(5.5) wird umgeschrieben.

$$\tilde{R}_{jt} = \bar{r}_j - r_f + b_j\tilde{z}_{jt} + c_j\tilde{s}_{jt} + \tilde{e}_{jt} \tag{6.1}$$

Der Erwartungswert von $\tilde{e}_{jt}$ ist per Annahme gleich null. Für einen Portfoliomanager, der keine Information nutzt, lautet der Erwartungswert von $\tilde{R}_{jt}$

$$E\left[\tilde{R}_{jt} \mid Z_t = 0, S_t = 0\right] = \bar{r}_j - r_f \tag{6.2}$$

wobei sowohl die öffentliche Information zum Zeitpunkt t, Z_t, als auch die private Information zum Zeitpunkt t, S_t, gleich null ist. Für einen Manager, der öffentliche Information nutzt, ist der Erwartungswert von $\tilde{R}_{jt}$

$$E\left[\tilde{R}_{jt} \mid Z_t, S_t = 0\right] = \bar{r}_j - r_f + b_j z_{jt} \tag{6.3}$$

Die öffentliche Information ist zum Zeitpunkt t bekannt und wird für die Renditegenerierung im Zeitraum t bis t + 1 genutzt. Die mit öffentlicher Information erzielte Titelrendite im Zeitraum t bis t + 1, z_{jt}, ist nicht mehr stochastisch und wird somit ohne Tilde geschrieben. Die private Information zum Zeitpunkt t ist gleich null. Für einen Manager, der öffentliche und private Information nutzt, ist der Erwartungswert von $\tilde{R}_{jt}$

$$E\left[\tilde{R}_{jt} \mid Z_t, S_t\right] = \bar{r}_j - r_f + b_j z_{jt} + c_j s_{jt} \tag{6.4}$$

wobei die öffentliche und die private Information zum Zeitpunkt t bekannt sind und für die Renditegenerierung im Zeitraum t bis t + 1 genutzt werden. Analog z_{jt} ist die mit privater Information erzielte Titelrendite im Zeitraum t bis t + 1, s_{jt}, nicht mehr stochastisch und wird somit ebenfalls ohne Tilde geschrieben.

Die Ausdrücke (6.1), (6.2), (6.3) und (6.4) können wir auch in der Vektorschreibweise notieren. Der jeweilige Vektor bezieht sich auf die j = 1, …, N Titel.

$$\tilde{\mathbf{R}}_t = \left(\bar{\mathbf{r}} - \mathbf{q} r_f\right) + \mathbf{b}\tilde{\mathbf{z}}_t + \mathbf{c}\tilde{\mathbf{s}}_t + \tilde{\mathbf{e}}_t \tag{6.1a}$$

wobei

$$\tilde{\mathbf{R}}_t = \begin{bmatrix} \tilde{R}_{1t} \\ \vdots \\ \tilde{R}_{Nt} \end{bmatrix} \quad \bar{\mathbf{r}} = \begin{bmatrix} \bar{r}_1 \\ \vdots \\ \bar{r}_N \end{bmatrix} \quad \mathbf{q} = \begin{bmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix} \quad \mathbf{b}\tilde{\mathbf{z}}_t = \begin{bmatrix} b_1 \tilde{z}_{1t} \\ \vdots \\ b_N \tilde{z}_{Nt} \end{bmatrix} \quad \mathbf{c}\tilde{\mathbf{s}}_t = \begin{bmatrix} c_1 \tilde{s}_{1t} \\ \vdots \\ c_N \tilde{s}_{Nt} \end{bmatrix} \quad \tilde{\mathbf{e}}_t = \begin{bmatrix} \tilde{e}_{1t} \\ \vdots \\ \tilde{e}_{Nt} \end{bmatrix}$$

$$E\left[\tilde{\mathbf{R}}_t \mid Z_t = 0, S_t = 0\right] = \bar{\mathbf{r}} - \mathbf{q}r_f \tag{6.2a}$$

$$E\left[\tilde{\mathbf{R}}_t \mid Z_t, S_t = 0\right] = \bar{\mathbf{r}} - \mathbf{q}r_f + \mathbf{b}\mathbf{z}_t \tag{6.3a}$$

$$E\left[\tilde{\mathbf{R}}_t \mid Z_t, S_t\right] = \bar{\mathbf{r}} - \mathbf{q}r_f + \mathbf{b}\mathbf{z}_t + \mathbf{c}\mathbf{s}_t \tag{6.4a}$$

Wir wollen zeigen, dass folgende Ungleichung gilt:

$$E\left[\mathbf{w}_t(Z_t, S_t)'\left(\tilde{\mathbf{R}}_t - E\left(\tilde{\mathbf{R}}_t \mid Z_t\right)\right) \mid Z_t\right] > 0 \tag{7.1}$$

$\mathbf{w}_t$ = Vektor der Portfoliogewichte zum Zeitpunkt t

$\tilde{\mathbf{R}}_t$ = Vektor der Überschussrenditen der Titel (bezüglich r_f) im Zeitraum t bis t + 1

Z_t = öffentliche Information zum Zeitpunkt t

S_t = private Information zum Zeitpunkt t

Der besseren Übersicht wegen, wird die Zeitnotation t im folgenden weggelassen.

$$E\left[\mathbf{w}(Z, S)'\left(\tilde{\mathbf{R}} - E\left(\tilde{\mathbf{R}} \mid Z\right)\right) \mid Z\right] > 0 \tag{7.2}$$

(6.1a) und (6.3a) werden in (7.2) eingesetzt. Weil (6.3a) sich innerhalb des Erwartungswertes von (7.2) befindet, erhält die Regressionsvariable z aus (6.3a) eine Tilde aufgesetzt.

$$E\left[\mathbf{w}(Z, S)'\left(\left(\bar{\mathbf{r}} - \mathbf{q}r_f + \mathbf{b}\tilde{\mathbf{z}} + \mathbf{c}\tilde{\mathbf{s}} + \tilde{\mathbf{e}}\right) - \left(\bar{\mathbf{r}} - \mathbf{q}r_f + \mathbf{b}\tilde{\mathbf{z}}\right)\right) \mid Z\right] > 0 \tag{7.3}$$

$$E\left[\mathbf{w}(Z, S)'\left(\bar{\mathbf{r}} - \mathbf{q}r_f + \mathbf{b}\tilde{\mathbf{z}} + \mathbf{c}\tilde{\mathbf{s}} + \tilde{\mathbf{e}} - \bar{\mathbf{r}} + \mathbf{q}r_f - \mathbf{b}\tilde{\mathbf{z}}\right) \mid Z\right] > 0 \tag{7.4}$$

$$E\left[\mathbf{w}(Z, S)'\left(\mathbf{c}\tilde{\mathbf{s}} + \tilde{\mathbf{e}}\right) \mid Z\right] > 0 \tag{7.5}$$

$$E\left[\left(\mathbf{w}(Z, S)'\mathbf{c}\tilde{\mathbf{s}} + \mathbf{w}(Z, S)'\tilde{\mathbf{e}}\right) \mid Z\right] > 0 \tag{7.6}$$

$$E\left[\mathbf{w}(Z, S)'\mathbf{c}\tilde{\mathbf{s}} \mid Z\right] + E\left[\mathbf{w}(Z, S)'\tilde{\mathbf{e}} \mid Z\right] > 0 \tag{7.7}$$

Es gilt die Annahme, dass $Cov\left[\left(\mathbf{w}(Z,S),\tilde{\mathbf{e}}\right) \mid Z\right]=0$ und $E\left[\tilde{\mathbf{e}} \mid Z\right]=0$, das bedeutet:

$$Cov\left[\left(\mathbf{w}(Z,S),\tilde{\mathbf{e}}\right) \mid Z\right]=E\left[\mathbf{w}(Z,S)'\tilde{\mathbf{e}} \mid Z\right]-E\left[\mathbf{w}(Z,S)' \mid Z\right]E\left[\tilde{\mathbf{e}} \mid Z\right]$$

$$Cov\left[\left(\mathbf{w}(Z,S),\tilde{\mathbf{e}}\right) \mid Z\right]=E\left[\mathbf{w}(Z,S)'\tilde{\mathbf{e}} \mid Z\right]=0$$

(7.7) kann geschrieben werden als:

$$E\left[\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{c}\tilde{\mathbf{s}} \mid Z\right]+0>0 \tag{7.8}$$

$$E\left[\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{c}\tilde{\mathbf{s}} \mid Z\right]>0 \tag{7.9}$$

Wir möchten zeigen, dass (7.2) stimmt, was dasselbe ist, wenn wir beweisen, dass (7.9) korrekt ist. Die Ungleichung (7.2) bzw. (7.9) ist grösser als null, wenn der Manager öffentliche und private Information nutzt.

Wir untersuchen nun den Einfluss der privaten Information auf $\mathbf{w}(Z,S)$ in (7.9).

Die Gleichung (4.10) lautet: $E\left[\tilde{\mathbf{R}} \mid Z,S\right]=a(Z,S)W_0\mathbf{V}\ \mathbf{w}(Z,S)$

Die Gleichung (6.4a) lautet: $E\left[\tilde{\mathbf{R}} \mid Z,S\right]=\bar{\mathbf{r}}-\mathbf{q}r_f+\mathbf{bz}+\mathbf{cs}$

(4.10) und (6.4a) lassen sich gleichsetzen.

$$a(Z,S)W_0\mathbf{V}\ \mathbf{w}(Z,S)=\bar{\mathbf{r}}-\mathbf{q}r_f+\mathbf{bz}+\mathbf{cs} \tag{8.1}$$

Die Abweichungen zwischen den erwarteten Titelrenditen konditioniert auf (Z,S) und den erwarteten Titelrenditen konditioniert auf Z werden mit einem Faktormodell nachgebildet.

$$c_j\tilde{s}_j=\sum_{i=1}^{K}g_{ji}\tilde{f}_i \tag{8.2}$$

g_{ji} = der Regressionsparameter des Titels j für die private Informationsvariable $\tilde{f}_i$

$\tilde{f}_i$ = Regressionsvariable i bzw. private Informationsvariable i bzw. Faktor i

Die Bezeichnung i steht für i = 1, …, K Faktoren. Es gilt die Annahme, dass die Faktoren $\tilde{f}_i$ normalverteilt sind mit Erwartungswert null. Zudem sind die Faktoren per Annahme nicht miteinander korreliert. Es gibt j = 1, …, N Titel, folglich besitzt (8.1) N Gleichungen. Die Gleichung j aus (8.1) lautet:

$$a(Z,S)W_0\left[\sum_{m=1}^{N} v_{jm} w_m(Z,S)\right] = \bar{r}_j - r_f + b_j z_j + \sum_{i=1}^{K} g_{ji}\tilde{f}_i \tag{8.3}$$

Die Gleichung (8.3) gilt für einen Manager mit öffentlicher Information und potentieller privater Information. Deshalb ist hier z_j nicht stochastisch und $\tilde{f}_i$ stochastisch. Die Notation m bedeutet m = 1, …, N Titel. Der Ausdruck (8.3) wird auf beiden Seiten der Gleichung nach $\tilde{f}_i$ partiell abgeleitet. Für die linke Seite von (8.3) kommt die Produkteregel zur Anwendung.

$$\frac{\partial a(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}\cdot W_0\left[\sum_{m=1}^{N} v_{jm} w_m(Z,S)\right] + a(Z,S)\cdot W_0\left[\sum_{m=1}^{N} v_{jm}\frac{\partial w_m(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}\right] = \frac{\sum_{i=1}^{K}\partial g_{ji}\tilde{f}_i}{\partial \tilde{f}_i} \tag{8.4}$$

bzw.

$$\frac{\partial a(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}\cdot W_0\left[\sum_{m=1}^{N} v_{jm} w_m(Z,S)\right] + a(Z,S)\cdot W_0\left[\sum_{m=1}^{N} v_{jm}\frac{\partial w_m(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}\right] = g_{ji} \tag{8.5}$$

(8.5) in Vektorschreibweise und zusätzliches Einsetzen von $a(Z,S)$ ergibt:

$$g_{ji} = \left[\frac{\frac{\partial a(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}}{a(Z,S)}\right] a(Z,S)W_0\mathbf{v}_j\mathbf{w}(Z,S) + a(Z,S)W_0\mathbf{v}_j\frac{\partial \mathbf{w}(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i} \tag{8.6}$$

wobei $\mathbf{v}_j = \lfloor v_{j1} \quad \cdots \quad v_{jN} \rfloor$ und $\frac{\partial \mathbf{w}(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i} = \begin{bmatrix} \frac{\partial w_1(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i} \\ . \\ . \\ . \\ \frac{\partial w_N(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i} \end{bmatrix}$

(8.6) in Matrix- und Vektorschreibweise

$$\mathbf{g}_i = \left[\frac{\frac{\partial a(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}}{a(Z,S)} \right] a(Z,S) W_0 \mathbf{V} \mathbf{w}(Z,S) + a(Z,S) W_0 \mathbf{V} \frac{\partial \mathbf{w}(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i} \tag{8.7}$$

wobei $\mathbf{g}_i = \begin{bmatrix} g_{1i} \\ \vdots \\ g_{Ni} \end{bmatrix}$

$$\mathbf{g}_i = a(Z,S) W_0 \mathbf{V} \left[\frac{\frac{\partial a(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}}{a(Z,S)} \mathbf{w}(Z,S) + \frac{\partial \mathbf{w}(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i} \right] \tag{8.8}$$

Wir dividieren beide Seiten von (8.8) mit $a(Z,S) W_0 \mathbf{V}$.

$$\left[\frac{1}{a(Z,S) W_0 \mathbf{V}} \right] \mathbf{g}_i = \left[\frac{\frac{\partial a(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}}{a(Z,S)} \mathbf{w}(Z,S) + \frac{\partial \mathbf{w}(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i} \right] \tag{8.9}$$

$$\left[\frac{1}{a(Z,S) W_0} \right] \mathbf{V}^{-1} \mathbf{g}_i = \left[\frac{\frac{\partial a(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}}{a(Z,S)} \mathbf{w}(Z,S) + \frac{\partial \mathbf{w}(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i} \right] \tag{8.10}$$

Beide Seiten von (8.10) mit $\mathbf{g}_i$ multiplizieren, ergibt:

$$\left[\frac{1}{a(Z,S)W_0}\right]\mathbf{g}_i{}'\mathbf{V}^{-1}\mathbf{g}_i = \left[\frac{\frac{\partial a(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}}{a(Z,S)}\mathbf{g}_i{}'\mathbf{w}(Z,S) + \mathbf{g}_i{}'\frac{\partial \mathbf{w}(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}\right] \tag{8.11}$$

Für Vektoren gilt: $\mathbf{a}'\mathbf{b} = \mathbf{b}'\mathbf{a}$

$$\left[\frac{1}{a(Z,S)W_0}\right]\mathbf{g}_i{}'\mathbf{V}^{-1}\mathbf{g}_i = \left[\frac{\frac{\partial a(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}}{a(Z,S)}\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i + \left(\frac{\partial \mathbf{w}(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}\right)'\mathbf{g}_i\right] \tag{8.12}$$

$$\left(\frac{\partial \mathbf{w}(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}\right)'\mathbf{g}_i = \left[\frac{1}{a(Z,S)W_0}\right]\mathbf{g}_i{}'\mathbf{V}^{-1}\mathbf{g}_i - \left[\frac{\frac{\partial a(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}}{a(Z,S)}\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i\right] \tag{8.13}$$

$$\left(\frac{\partial \mathbf{w}(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}\right)'\mathbf{g}_i = \frac{1}{a(Z,S)}\left[\frac{1}{W_0}\mathbf{g}_i{}'\mathbf{V}^{-1}\mathbf{g}_i - \frac{\partial a(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i\right] \tag{8.14}$$

$$\frac{\partial(\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i)}{\partial \tilde{f}_i} = \frac{1}{a(Z,S)}\left[\frac{1}{W_0}\mathbf{g}_i{}'\mathbf{V}^{-1}\mathbf{g}_i - \frac{\partial a(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i\right] \tag{8.15}$$

wobei $\mathbf{g}_i{}'\mathbf{V}^{-1}\mathbf{g}_i > 0$ ist, weil sämtliche Elemente von $\mathbf{V}$ positiv sind. Der Ausdruck $a(Z,S)$ entspricht der absoluten Risikoaversion des Portfoliomanagers.

Wir möchten zeigen, dass (8.15) positiv ist, wenn die absolute Risikoaversion des Managers mit zunehmendem Fondsvermögen nicht zunimmt. Ist die absolute Risikoaversion unabhängig vom Fondsvermögen, dann ist $\frac{\partial a(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}$ gleich null. In diesem Fall ist es direkt ersichtlich, dass (8.15) positiv ist. Ist die absolute Risikoaversion negativ korreliert mit dem Fondsvermögen, ist (8.15) ebenfalls positiv. Um dies zu zeigen, müssen zwei Fälle betrachtet werden. Im ersten Fall ist $\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i > 0$ und im zweiten Fall ist $\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i < 0$. Das Fondsvermögen wird mit W bezeichnet.

Der Fall (1) wird in zwei weitere Fälle unterteilt:

Fall (1a)

Wenn $\tilde{f}_i$ steigt, d.h. $d\tilde{f}_i$ > 0, dann, gegeben $\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i$ > 0, gilt $\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i \cdot \left(d\tilde{f}_i\right)$ > 0, d.h. W steigt, was dazu führt, dass $a(Z,S)$ sinkt, d.h. $d\,a(Z,S)$ < 0.

Somit gilt: $\frac{\partial a(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i} < 0 \Rightarrow \frac{\partial a(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i < 0 \Rightarrow \frac{\partial\left(\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i\right)}{\partial \tilde{f}_i} > 0$ vgl. (8.15)

Fall (1b)

Wenn $\tilde{f}_i$ sinkt, d.h. $d\tilde{f}_i$ < 0, dann, gegeben $\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i$ > 0, gilt $\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i \cdot \left(d\tilde{f}_i\right)$ < 0, d.h. W sinkt, was dazu führt, dass $a(Z,S)$ steigt, d.h. $d\,a(Z,S)$ > 0.

Somit gilt: $\frac{\partial a(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i} < 0 \Rightarrow \frac{\partial a(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i < 0 \Rightarrow \frac{\partial\left(\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i\right)}{\partial \tilde{f}_i} > 0$ vgl. (8.15)

Der Fall (2) wird ebenfalls in zwei weitere Fälle unterteilt:

Fall (2a)

Wenn $\tilde{f}_i$ steigt, d.h. $d\tilde{f}_i$ > 0, dann, gegeben $\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i$ < 0, gilt $\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i \cdot \left(d\tilde{f}_i\right)$ < 0, d.h. W sinkt, was dazu führt, dass $a(Z,S)$ steigt, d.h. $d\,a(Z,S)$ > 0.

Somit gilt: $\frac{\partial a(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i} > 0 \Rightarrow \frac{\partial a(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i < 0 \Rightarrow \frac{\partial\left(\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i\right)}{\partial \tilde{f}_i} > 0$ vgl. (8.15)

Fall (2b)

Wenn $\tilde{f}_i$ sinkt, d.h. $d\tilde{f}_i$ < 0, dann, gegeben $\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i$ < 0, gilt $\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i \cdot \left(d\tilde{f}_i\right)$ > 0, d.h. W steigt, was dazu führt, dass $a(Z,S)$ sinkt, d.h. $d\,a(Z,S)$ < 0.

Somit gilt: $\frac{\partial a(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i} > 0 \Rightarrow \frac{\partial a(Z,S)}{\partial \tilde{f}_i}\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i < 0 \Rightarrow \frac{\partial\left(\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i\right)}{\partial \tilde{f}_i} > 0$ vgl. (8.15)

Der Ausdruck (8.15) lautet:

$$\frac{\partial(\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i)}{\partial\tilde{f}_i} = \frac{1}{a(Z,S)}\left[\frac{1}{W_0}\mathbf{g}_i'\mathbf{V}^{-1}\mathbf{g}_i - \frac{\partial a(Z,S)}{\partial\tilde{f}_i}\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i\right]$$

In allen vier Fällen 1a, 1b, 2a und 2b gilt für (8.15):

$$\frac{\partial(\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i)}{\partial\tilde{f}_i} > 0 \qquad (9)$$

Ist die absolute Risikoaversion positiv korreliert mit dem Fondsvermögen, gilt in allen vier Fällen 1a, 1b, 2a und 2b, dass auf der rechten Seite der Gleichung (8.15) der zweite Term innerhalb der Klammer grösser als null ist:

$$\frac{\partial a(Z,S)}{\partial\tilde{f}_i}\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i > 0 \qquad (10)$$

Es ist somit möglich, dass die linke Seite der Gleichung (8.15), d.h. $\frac{\partial(\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i)}{\partial\tilde{f}_i}$ gleich null oder negativ werden kann. Entscheidend dafür ist der Betrag von $\frac{1}{W_0}\mathbf{g}_i'\mathbf{V}^{-1}\mathbf{g}_i$ im Ausdruck (8.15). Die Möglichkeit der positiven Korrelation zwischen der absoluten Risikoaversion und dem Fondsvermögen wird per Annahme ausgeschlossen, d.h. der Portfoliomanager unterliegt keiner zunehmenden absoluten Risikoaversion, definiert nach Rubinstein (1973). Die negative Korrelation zwischen der absoluten Risikoaversion und dem Fondsvermögen führt zum Ausdruck (9), welcher nun weiter analysiert wird.

Die Variablen $\tilde{f}_i$ und $\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i$ aus Ungleichung (9) sind beides stochastische Variablen, wobei $\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i$ von $\tilde{f}_i$ abhängt. Der Ausdruck (9) garantiert dafür, dass $\tilde{f}_i$ und $\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i$ sich in die gleiche Richtung bewegen. Die Kovarianz zwischen diesen beiden Variablen ist also positiv. Dies bedeutet:

$$Cov\left[\left(\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i, \tilde{f}_i\right) \mid Z\right] = \left\{E\left[\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i \tilde{f}_i \mid Z\right] - E\left[\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i \mid Z\right] E\left(\tilde{f}_i \mid Z\right)\right\} > 0 \quad (11)$$

Es gilt die Annahme, dass $E\left(\tilde{f}_i \mid Z\right) = 0$, vgl. dazu die Annahmen des Faktormodells in (8.2), das heisst:

$$Cov\left[\left(\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i, \tilde{f}_i\right) \mid Z\right] = E\left[\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i \tilde{f}_i \mid Z\right] > 0 \qquad (12)$$

Unter der Berücksichtigung aller i = 1, …, K Faktoren gilt:

$$\sum_{i=1}^{K} Cov\left[\left(\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i, \tilde{f}_i\right) \mid Z\right] = \sum_{i=1}^{K} E\left[\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i \tilde{f}_i \mid Z\right] > 0 \qquad (13)$$

Der Ausdruck (8.2) lautet $c_j \tilde{s}_j = \sum_{i=1}^{K} g_{ji} \tilde{f}_i$ bzw. in der Vektorschreibweise $\mathbf{c}\tilde{\mathbf{s}} = \sum_{i=1}^{K} \mathbf{g}_i \tilde{f}_i$. Der Ausdruck (7.9) entspricht $E\left[\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{c}\tilde{\mathbf{s}} \mid Z\right] > 0$.

(8.2) in (7.9) einsetzen.

$$E\left[\mathbf{w}(Z,S)'\left(\sum_{i=1}^{K} \mathbf{g}_i \tilde{f}_i\right) \mid Z\right] > 0 \qquad (14.1)$$

$$\sum_{i=1}^{K} E\left[\mathbf{w}(Z,S)'\mathbf{g}_i \tilde{f}_i \mid Z\right] > 0 \qquad (14.2)$$

(13) beweist, dass die Ungleichung (14.2) bzw. (7.9) korrekt ist.

Da mit der Beweisführung, dass (7.9) positiv ist, gleichzeitig auch bewiesen wird, dass (7.2) ebenfalls positiv ist, vgl. dazu Kommentar von (7.9), ist auch (7.2) korrekt. Der Ausdruck (7.2) lautet:

$$E\left[\mathbf{w}(Z,S)'\left(\tilde{\mathbf{R}} - E\left(\tilde{\mathbf{R}} \mid Z\right)\right) \mid Z\right] > 0 \qquad (15)$$

Was zu zeigen war.

Der Ausdruck (15) liefert die Grundlage für das gewichtsorientierte Performancemass. Der Vektor der Titelgewichte w(Z,S) ist eine Funktion von der öffentlichen Information Z und von der privaten Information S. Aufgrund des zufälligen Eintreffens von Z und S ist **w**(Z,S) ebenfalls zufällig bzw. stochastisch. Die Bezeichnung für das zufällige Verhalten von Z, S und **w**(Z,S) in Form einer Tilde über der jeweiligen Variablen wird hier im Appendix A der besseren Übersicht wegen vernachlässigt. Der Ausdruck (15) entspricht der auf Z konditionierten über sämtliche Titel aufsummierten (cross-sectional) Kovarianz zwischen den Titelgewichten des Portfoliomanagers mit (Z,S) Information und den Titelüberschussrenditen bezüglich den risikolosen Zinssätzen.

Appendix B: Aufteilung der abnormalen Portfolioperformance auf market timing und security selection

Der Ausdruck (15) im Appendix A ermittelt die abnormale Portfolioperformance (CWM). Die abnormale Portfolioperformance lässt sich in eine market timing Komponente und in eine security selection Komponente aufteilen. Es gilt dabei die Annahme, dass die timing Signale nicht mit den selection Signalen korreliert sind. Diese Annahme ist problematisch, weil sie in der Praxis selten erfüllt wird, siehe dazu Admati, Bhattacharya, Pfleiderer und Ross (1986) und Grinblatt und Titman (1989b).

Wir modifizieren den Renditebildungsprozess des Titels j (Kapitel 2, Ausdruck (1)) wie folgt:

$$\tilde{r}_{jt} = \beta_j \tilde{r}_{Et} + c_j \tilde{s}_{jt} + \tilde{e}_{jt} \qquad (1)$$

$\tilde{r}_{jt}$ = stetige Rendite des Titels j

β_j = der Regressionsparameter des Titels j für die Informationsvariable $\tilde{r}_{Et}$

$\tilde{r}_{Et}$ = stetige Rendite des Portfolios E

c_j = der Regressionsparameter des Titels j für die Informationsvariable $\tilde{s}_{jt}$

$\tilde{s}_{jt}$ = stetige Rendite des Titels j basierend auf privater Information

$\tilde{e}_{jt}$ = unvorhersehbare stetige Rendite des Titels j

Bei der Variablen $\tilde{r}_{Et}$ handelt es sich um die stetige Rendite des Portfolios E, welches basierend auf sämtlicher öffentlich verfügbarer Information effizient ist. Die Variable $\tilde{r}_{Et}$ lautet:

$$\tilde{r}_{Et} = E\left(\tilde{r}_{Et} \mid Z_t\right) + \tilde{s}_{Et} + \tilde{e}_{Et} \qquad (2.1)$$

Bei der Variablen $\tilde{s}_{Et}$ handelt es sich um die auf privater Information beruhende stetige Rendite des effizienten Portfolios E. Die Variable $\tilde{e}_{Et}$ definiert die unvorhersehbare stetige Rendite des effizienten Portfolios E. Weil das Portfolio E basierend auf der öffentlich verfügbaren Information effizient ist, können wir schreiben:

$$E\left(\tilde{r}_{jt} \mid Z_t\right) = \beta_j E\left(\tilde{r}_{Et} \mid Z_t\right) \tag{2.2}$$

wobei $\beta_j = \dfrac{Cov\left[\left(\tilde{r}_{jt}, \tilde{r}_{Et}\right) \mid Z_t\right]}{Var\left(\tilde{r}_{Et} \mid Z_t\right)}$

(2.1) in (1) eingesetzt, ergibt:

$$\tilde{r}_{jt} = \beta_j \left(E\left(\tilde{r}_{Et} \mid Z_t\right) + \tilde{s}_{Et} + \tilde{e}_{Et}\right) + c_j \tilde{s}_{jt} + \tilde{e}_{jt} \tag{3}$$

Ein Portfoliomanager, der die öffentliche und die private Information (Z_t, S_t) nutzt, besitzt das Portfolio P mit den Titelgewichten $\tilde{w}_{jt}(Z_t, S_t)$. Das Titelgewicht w wird im folgenden mit einer Tilde notiert. Dieser Manager kennt β_j, $E\left(\tilde{r}_{Et} \mid Z_t\right)$, $\tilde{s}_{Et}$ und $\tilde{s}_{jt}$. Die stetige Rendite des Portfolios P lautet:

$$\tilde{r}_{Pt} = \tilde{\beta}_{Pt} \tilde{r}_{Et} + \tilde{e}_{Pt} = \sum_{j=1}^{N} \tilde{w}_{jt}(Z_t, S_t)\, \tilde{r}_{jt} \tag{4}$$

wobei $\tilde{\beta}_{Pt} = \sum_{j=1}^{N} \tilde{w}_{jt}(Z_t, S_t)\beta_j$ und $\tilde{e}_{Pt} = \sum_{j=1}^{N} \tilde{w}_{jt}(Z_t, S_t)\left(c_j \tilde{s}_{jt} + \tilde{e}_{jt}\right)$

Es handelt sich bei $\tilde{\beta}_{Pt}$ um das zeitdynamische Portfoliobeta.

Nach der Definition von Grinblatt und Titman (1989b) besitzt der Manager market timing Information, wenn für mindestens eine Messperiode gilt:

$$E\left(\tilde{r}_{Et} \mid I_t\right) > \bar{r}_E \tag{5.1}$$

I_t = Information zum Zeitpunkt t

$\bar{r}_E$ = Durchschnitt von $\tilde{r}_{Et}$

bzw. in unserem Fall (d.h. I_t wird durch Z_t und S_t ersetzt)

$$E\left(\tilde{r}_{Et} \mid Z_t, S_t\right) > E\left(\tilde{r}_{Et} \mid Z_t\right) \qquad (5.2)$$

Nach der Definition von Grinblatt und Titman (1989b) besitzt der Manager security selection Information, wenn für mindestens einen Titel j in einer Messperiode gilt:

$$E\left(\tilde{e}_{jt} \mid I_t\right) > 0 \qquad (5.3)$$

bzw. in unserem Fall (d.h. I_t wird durch Z_t und S_t ersetzt)

$$E\left[\left(c_j \tilde{s}_{jt} + \tilde{e}_{jt}\right) \mid Z_t, S_t\right] > 0 \qquad (5.4)$$

Die Definitionen (5.1), (5.2), (5.3) und (5.4) gelten sowohl für die Renditemasse als auch für die Gewichtsmasse. Gegeben die beiden Definitionen (5.2) und (5.4), lässt sich zeigen, dass die abnormale Portfolioperformance in Form des Ausdrucks (15) von Appendix A der Summe aus market timing und security selection entspricht.

Der risikolose Zinssatz ist auch zu berücksichtigen, das heisst:

$$\tilde{R}_{jt} = \tilde{r}_{jt} - r_f \qquad (6.1)$$

bzw. mit auf Z konditioniertem Erwartungswert

$$E\left(\tilde{R}_{jt} \mid Z_t\right) = E\left(\tilde{r}_{jt} \mid Z_t\right) - E\left(r_f \mid Z_t\right) \qquad (6.2)$$

$$E\left(\tilde{R}_{jt} \mid Z_t\right) = E\left(\tilde{r}_{jt} \mid Z_t\right) - r_f \qquad (6.3)$$

Die linke Seite des Ausdrucks (15) im Appendix A mit der Zeitnotation t lautet:

$$E\left[\tilde{\mathbf{w}}_t (Z_t, S_t)' \left(\tilde{\mathbf{R}}_t - E\left(\tilde{\mathbf{R}}_t \mid Z_t\right)\right) \mid Z_t\right] \qquad (7.1)$$

bzw. ohne Vektorschreibweise, wobei j = 1, …, N Titel

$$E\left[\sum_{j=1}^{N}\tilde{w}_{jt}(Z_t,S_t)\left(\tilde{r}_{jt}-r_f-\left(E\left(\tilde{r}_{jt}\mid Z_t\right)-r_f\right)\right)\mid Z_t\right] \tag{7.2}$$

$$E\left[\sum_{j=1}^{N}\tilde{w}_{jt}(Z_t,S_t)\left(\tilde{r}_{jt}-E\left(\tilde{r}_{jt}\mid Z_t\right)\right)\mid Z_t\right] \tag{7.3}$$

$$E\left[\left(\sum_{j=1}^{N}\tilde{w}_{jt}(Z_t,S_t)\,\tilde{r}_{jt}-\sum_{j=1}^{N}\tilde{w}_{jt}(Z_t,S_t)\,E\left(\tilde{r}_{jt}\mid Z_t\right)\right)\mid Z_t\right] \tag{7.4}$$

$$E\left[\left(\tilde{r}_{Pt}-\sum_{j=1}^{N}\tilde{w}_{jt}(Z_t,S_t)\,E\left(\tilde{r}_{jt}\mid Z_t\right)\right)\mid Z_t\right] \tag{7.5}$$

wobei der Erwartungswert E auch wie folgt geschrieben werden kann: $\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}$

aus (4) ist bekannt, dass $\tilde{r}_{Pt}=\tilde{\beta}_{Pt}\tilde{r}_{Et}+\tilde{e}_{Pt}$

aus (2.2) ist bekannt, dass $E\left(\tilde{r}_{jt}\mid Z_t\right)=\beta_j E\left(\tilde{r}_{Et}\mid Z_t\right)$

(4) und (2.2) in (7.5) einsetzen, ergibt:

$$E\left[\left(\tilde{\beta}_{Pt}\tilde{r}_{Et}+\tilde{e}_{Pt}-\sum_{j=1}^{N}\tilde{w}_{jt}(Z_t,S_t)\,\beta_j E\left(\tilde{r}_{Et}\mid Z_t\right)\right)\mid Z_t\right] \tag{8}$$

aus (4) ist bekannt, dass $\tilde{\beta}_{Pt}=\sum_{j=1}^{N}\tilde{w}_{jt}(Z_t,S_t)\beta_j$

(4) in (8) einsetzen, ergibt:

$$E\left[\left(\tilde{\beta}_{Pt}\tilde{r}_{Et}+\tilde{e}_{Pt}-\tilde{\beta}_{P}E\left(\tilde{r}_{Et}\mid Z_t\right)\right)\mid Z_t\right] \tag{9.1}$$

$$E\left[\left(\tilde{\beta}_{Pt}\left(\tilde{r}_{Et}-E\left(\tilde{r}_{Et}\mid Z_t\right)\right)+\tilde{e}_{Pt}\right)\mid Z_t\right] \tag{9.2}$$

Da keine Korrelation zwischen Timing und Selektivität besteht, gilt:

$$E\left[\tilde{\beta}_{Pt}\left(\tilde{r}_{Et}-E\left(\tilde{r}_{Et}\mid Z_t\right)\right)\mid Z_t\right]+E\left(\tilde{e}_{Pt}\mid Z_t\right) \tag{9.3}$$

Der erste Term in (9.3) entspricht dem Anteil an der abnormalen Portfolioperformance, der mit market timing erzielt wurde. Der zweite Term in (9.3) entspricht dem Anteil an der abnormalen Portfolioperformance, der mit security selection erzielt wurde. Der zweite Term summiert die selection Komponente für sämtliche Titel j im Portfolio. Der Ausdruck (9.3) zeigt, dass die Summe aus market timing und security selection der gesamten abnormalen Portfolioperformance bzw. dem konditionierten gewichtsorientierten Performancemass in Form des Ausdrucks (15) aus dem Appendix A entspricht. Das Gewichtsmass berücksichtigt also market timing und security selection, wobei die Definitionen für timing in (5.2) und selection in (5.4) auf Z und S konditionierte Varianten von Grinblatt und Titman's (1989b) Definitionen für die timing Komponente und die selection Komponente sind.

Appendix C: Übersicht über die Timing-Selektions-Dekomposition der Rendite- und Gewichtsmasse und ihre Beziehung zueinander

Die Performancemasse unkonditioniertes Jensen's Alpha, konditioniertes Jensen's Alpha, unkonditioniertes Gewichtsmass (UWM) und konditioniertes Gewichtsmass (CWM) lassen sich auf market timing und security selection aufteilen. Mit Hilfe der Dekomposition der Performancemasse in eine Timing- und Selektivitätskomponente wird die Beziehung zwischen den Rendite- und Gewichtsmassen verdeutlicht.

Die durchschnittliche unkonditionierte Portfoliorendite lautet:

$$E(\tilde{r}_{Pt}) = \alpha_P + b_P\, E(\tilde{r}_{Et}) \tag{1.1}$$

wobei das Produkt aus Portfoliobeta und durchschnittlicher Marktrendite $b_P\, E(\tilde{r}_{Et})$ den Anteil an der durchschnittlichen unkonditionierten Portfoliorendite basierend auf dem systematischen Risiko erklärt. Das unkonditionierte Jensen's Alpha α_P besteht aus einer Timing- und Selektionskomponente. Timing ist abhängig vom Term $\tilde{r}_{Et} - E(\tilde{r}_{Et})$.

Die durchschnittliche konditionierte Portfoliorendite lautet:

$$E(\tilde{r}_{Pt}) = \alpha_P + b_{P0}\, E(\tilde{r}_{Et}) + b_{P1} E(\tilde{r}_{Zt}) \tag{1.2}$$

wobei das Produkt aus Portfoliobeta und durchschnittlicher Marktrendite $b_{P0}\, E(\tilde{r}_{Et})$ bzw. das Produkt aus Portfoliobeta und durchschnittlicher Rendite einer öffentlichen Informationsvariablen $b_{P1} E(\tilde{r}_{Zt})$ den Anteil an der durchschnittlichen konditionierten Portfoliorendite basierend auf dem systematischen Risiko bzw. basierend auf öffentlicher Information erklärt. Das konditionierte Jensen's Alpha α_P besteht aus einer Timing- und Selektionskomponente. Timing ist abhängig vom Term $\tilde{r}_{Et} - E(\tilde{r}_{Et})$ und vom Term $\tilde{r}_{Zt} - E(\tilde{r}_{Zt})$.

Das unkonditionierte Jensen's Alpha lautet:

$$\alpha_P = E(\tilde{r}_{Pt}) - b_P\, E(\tilde{r}_{Et}) \tag{2.1}$$

Bei b_P handelt es sich um das statische Portfoliobeta, welches aufgrund seiner Dynamisierung bzw. bei market timing nicht korrekt gemessen wird. Das statische Portfoliobeta entspricht der Steigung der jeweiligen gepunkteten Geraden in den Abbildungen 2 – 7 des ersten Kapitels.

Die Dekomposition des unkonditionierten Jensen's Alpha lautet (vgl. dazu Grinblatt und Titman (1989b)):

$$\alpha_P = \left[E\left(\tilde{\beta}_{Pt}\right) - b_P\right] E\left(\tilde{r}_{Et}\right) + E\left[\tilde{\beta}_{Pt}\left(\tilde{r}_{Et} - E\left(\tilde{r}_{Et}\right)\right)\right] + E\left(\tilde{e}_{Pt}\right) \qquad (2.2)$$

$\left[E\left(\tilde{\beta}_{Pt}\right) - b_P\right] E\left(\tilde{r}_{Et}\right)$ = Bias

$E\left[\tilde{\beta}_{Pt}\left(\tilde{r}_{Et} - E\left(\tilde{r}_{Et}\right)\right)\right]$ = Timing

$E\left(\tilde{e}_{Pt}\right)$ = Selektivität

wobei $\tilde{\beta}_{Pt} = \sum_{j=1}^{N} \tilde{w}_{jt} \beta_j$ und $\tilde{e}_{Pt} = \sum_{j=1}^{N} \tilde{w}_{jt} \tilde{e}_{jt}$. Der Erwartungswert E kann auch als $\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}$ geschrieben werden. Bei $\tilde{\beta}_{Pt}$ handelt es sich um das dynamische Portfoliobeta, welches bei der Dynamisierung des Portfoliobetas b_P bzw. bei market timing korrekt gemessen wird. Das dynamische Portfoliobeta entspricht den Steigungen der jeweiligen beiden ausgezogenen Geraden in den Abbildungen 2 – 7 im ersten Kapitel. Der Ausdruck $E\left(\tilde{\beta}_{Pt}\right)$ steht für den Durchschnitt der Steigungen der jeweiligen beiden ausgezogenen Geraden in den Abbildungen 2 – 7 von Kapitel 1. Der Term $E\left(\tilde{e}_{Pt}\right)$ ist ungleich Null, weil $\tilde{e}_{Pt}$ nicht mit einer Regression sondern mit Hilfe des Ausdrucks $\tilde{e}_{Pt} = \sum_{j=1}^{N} \tilde{w}_{jt} \tilde{e}_{jt}$ definiert wird. Bei einer regressionsbasierten Berechnung von $\tilde{e}_{Pt}$ wäre der Erwartungswert bzw. Durchschnitt von $\tilde{e}_{Pt}$ ja bekanntlich gleich null. Der Term $E\left(\tilde{e}_{jt}\right)$ ist gleich null. Da das unkonditionierte Gewichtsmass (UWM) nicht durch eine Dynamisierung des Portfoliobetas verfälscht wird, kann daraus geschlossen werden, dass UWM indirekt mit einem dynamischen Portfoliobeta arbeitet. Dies bedeutet, dass approximativ gilt:

$$UWM \cong E\left(\tilde{r}_{Pt}\right) - \tilde{\beta}_{Pt} E\left(\tilde{r}_{Et}\right) \qquad (2.3)$$

Das konditionierte Jensen's Alpha lautet:

$$\alpha_P = E(\tilde{r}_{Pt}) - b_{P0}\, E(\tilde{r}_{Et}) - b_{P1} E(\tilde{r}_{Zt}) \qquad (3.1)$$

Bei b_{P0} und b_{P1} handelt es sich um die konditionierten statischen Portfoliobetas, welche bei der Dynamisierung des Portfoliobetas b_{P0} bzw. bei market timing korrekt gemessen werden.

Die Dekomposition des konditionierten Jensen's Alpha lautet:

$$\alpha_P = \left[\left(E(\tilde{\beta}_{Pt}) - b_{P0} - b_{P1}\right) E(\tilde{r}_{Et})\right] + E\left[\tilde{\beta}_{Pt}\left(\tilde{r}_{Et} - E(\tilde{r}_{Et} | Z_t)\right) | Z_t\right] + E(\tilde{e}_{Pt} | Z_t) \qquad (3.2)$$

$\left[\left(E(\tilde{\beta}_{Pt}) - b_{P0} - b_{P1}\right) E(\tilde{r}_{Et})\right]$ = Bias

$E\left[\tilde{\beta}_{Pt}\left(\tilde{r}_{Et} - E(\tilde{r}_{Et} | Z_t)\right) | Z_t\right]$ = Timing

$E(\tilde{e}_{Pt} | Z_t)$ = Selektivität

wobei $\tilde{\beta}_{Pt} = \sum_{j=1}^{N} \tilde{w}_{jt} \beta_j$ und $\tilde{e}_{Pt} = \sum_{j=1}^{N} \tilde{w}_{jt}\left(c_j \tilde{s}_{jt} + \tilde{e}_{jt}\right)$. $E(\tilde{\beta}_{Pt}) = b_{P0} + b_{P1}$ d.h. der Bias ist gleich null. Bei $\tilde{s}_{jt}$ handelt es sich um die Rendite des Titels j basierend auf privater Information.

Für das konditionierte Gewichtsmass (CWM) sollte approximativ folgendes gelten:

$$CWM \cong E(\tilde{r}_{Pt}) - b_{P0}\, E(\tilde{r}_{Et}) - b_{P1} E(\tilde{r}_{Zt}) \qquad (3.3)$$

Die Dekomposition für UWM lautet:

$$UWM = E\left[\tilde{\beta}_{Pt}\left(\tilde{r}_{Et} - E(\tilde{r}_{Et})\right)\right] + E(\tilde{e}_{Pt}) \qquad (4)$$

$E\left[\tilde{\beta}_{Pt}\left(\tilde{r}_{Et} - E(\tilde{r}_{Et})\right)\right]$ = Timing

$E(\tilde{e}_{Pt})$ = Selektivität

wobei $\tilde{\beta}_{Pt} = \sum_{j=1}^{N} \tilde{w}_{jt}\beta_j$ und $\tilde{e}_{Pt} = \sum_{j=1}^{N} \tilde{w}_{jt}\tilde{e}_{jt}$. Der Ausdruck (4) ist identisch mit dem Ausdruck (2.2) ohne Bias.

Die Dekomposition für CWM lautet (vgl. dazu Ferson und Khang (1998)):

$$CWM = E\left[\tilde{\beta}_{Pt}\left(\tilde{r}_{Et} - E\left(\tilde{r}_{Et}|Z_t\right)\right)|Z_t\right] + E\left(\tilde{e}_{Pt}|Z_t\right) \tag{5}$$

$E\left[\tilde{\beta}_{Pt}\left(\tilde{r}_{Et} - E\left(\tilde{r}_{Et}|Z_t\right)\right)|Z_t\right]$ = Timing

$E\left(\tilde{e}_{Pt}|Z_t\right)$ = Selektivität

wobei $\tilde{\beta}_{Pt} = \sum_{j=1}^{N} \tilde{w}_{jt}\beta_j$ und $\tilde{e}_{Pt} = \sum_{j=1}^{N} \tilde{w}_{jt}\left(c_j\tilde{s}_{jt} + \tilde{e}_{jt}\right)$. Der Ausdruck (5) ist identisch mit dem Ausdruck (3.2).

Sowohl die unkonditionierte als auch die konditionierte Portfolioperformance basiert auf Timing und/oder Selektivität. Unter der Annahme, dass das Portfoliobeta über die Zeit konstant bleibt bzw., dass der Manager kein market timing betreibt, misst das unkonditionierte und konditionierte Jensen's Alpha die Portfolioperformance ausschliesslich in Form von security selection. In diesem Fall wird die Performance des Portfolios richtig gemessen. Beginnt aber der Manager sein Portfoliobeta über die Zeit zu verändern, das heisst er betreibt market timing, erfasst das Jensen's Alpha die Portfolioperformance mit einem messtechnischen Bias. In diesem Fall wird die Performance des Portfolios aufgrund des messtechnischen Bias nicht richtig gemessen. Grinblatt und Titman (1989b) zeigen, wie sich das Jensen's Alpha auf die drei Portfolioperformancekomponenten market timing, security selection und messtechnischer Bias aufteilen lässt. Voraussetzung für die empirische Implementierung dieser theoretischen Aufteilung ist die Kenntnis der Titelgewichte (mit der Kenntnis der Titelgewichte $\left(\tilde{w}_{jt}\right)$ und der Titelbetas $\left(\beta_j\right)$ ist das dynamische Portfoliobeta $\tilde{\beta}_{Pt} = \sum_{j=1}^{N} \tilde{w}_{jt}\beta_j$ bekannt, wobei j = 1, …, N Titel). Da die renditeorientierte Performancemessung die Titelgewichte nicht kennt, kann Grinblatt und Titman's Dekomposition des Jensen-Masses nicht empirisch bzw. nicht zur Performancemessung

genutzt werden. Mit der Dekomposition wäre der messtechnische Bias ja quantifizierbar und die Performance des Portfolios somit richtig messbar geworden.
Wird die Regressionsgleichung zur Bestimmung von Jensen's Alpha auf öffentliche Information konditioniert, erfasst das konditionierte Jensen's Alpha die Portfolioperformance ohne einen messtechnischen Bias. In diesem Fall wird die Performance des Portfolios richtig gemessen. Die empirische Unterteilung in Timing und Selektivität ist wegen der Nichtkenntnis der Titelgewichte hier ebenfalls nicht durchführbar.
Bei der Messung mit Gewichtsmassen gibt es keinen messtechnischen Bias. Das unkobditionierte Gewichtsmass UWM und das konditionierte Gewichtsmass CWM lassen sich ebenfalls auf die beiden Portfolioperformancekomponenten market timing und security selection aufteilen. Auch hier gilt die Voraussetzung, dass zur empirischen Implementierung dieser theoretischen Aufteilung die Titelgewichte beobachtbar bzw. bekannt sein müssen. Im Gegensatz zur renditeorientierten Performancemessung kennt die gewichtsorientierte Performancemessung die Titelgewichte und somit ist die Dekomposition von UWM und CWM in eine Timing- und Selektivitätskomponente empirisch umsetzbar. Für diese empirische Dekomposition von UWM und CWM ist aber wieder ein exogener Benchmark notwendig, um die Renditen des effizienten passiven Portfolios, die Titelbetas und die Titelresiduen berechnen zu können.