

Rottmann, Horst; Franz, Thomas

Working Paper

Die Performance deutscher Aktienfonds: Lassen sich Selektions- und Timingfähigkeiten nachweisen und hat die Wahl des Performancemaßes einen Einfluss auf die Beurteilung?

Weidener Diskussionspapiere, No. 5

Provided in Cooperation with:

University of Applied Sciences Amberg-Weiden (OTH)

Suggested Citation: Rottmann, Horst; Franz, Thomas (2008) : Die Performance deutscher Aktienfonds: Lassen sich Selektions- und Timingfähigkeiten nachweisen und hat die Wahl des Performancemaßes einen Einfluss auf die Beurteilung?, Weidener Diskussionspapiere, No. 5, ISBN 978-3-937804-06-4, Fachhochschule Amberg-Weiden, Weiden i.d.OPf.

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/56483>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

FH im Dialog

Weidener Diskussionspapiere

Die Performance deutscher Aktienfonds

Lassen sich Selektions- und Timingfähigkeiten nachweisen und hat die Wahl des Performancemaßes einen Einfluss auf die Beurteilung?

Horst Rottmann

Thomas Franz

Diskussionspapier No. 5

März 2008

Impressum

Herausgeber Prof. Dr. Horst Rottmann (FH Amberg-Weiden)
Prof. Dr. Franz Seitz (FH Amberg-Weiden)

Fachhochschule Amberg-Weiden, University of Applied Sciences, Abt. Weiden,
Hetzenrichter Weg 15, D-92637 Weiden

Telefon: +49 961 382-0

Telefax: +49 961 382-110

E-Mail: weiden@fh-amberg-weiden.de

Internet: www.fh-amberg-weiden.de

Druck Hausdruck

Die Beiträge der Reihe „FH im Dialog: Weidener Diskussionspapiere“ erscheinen in unregelmäßigen Abständen.

Bestellungen schriftlich erbeten an: Fachhochschule Amberg-Weiden, Abt. Weiden, Bibliothek,
Hetzenrichter Weg 15, D-92637 Weiden

Die Diskussionsbeiträge können elektronisch unter www.fh-amberg-weiden.de abgerufen werden.

Alle Rechte, insbesondere das Recht der Vervielfältigung und der Verbreitung sowie der Übersetzung vorbehalten. Nachdruck nur mit Quellenangabe gestattet.

978-3-937804-06-4

Gliederung

1.	Einleitung	3
2.	Ansätze der Performance-Messung	5
2.1.	Klassische Ansätze basierend auf dem μ/σ -Prinzip	5
2.1.1.	Henriksson/Merton-Ansatz	6
2.1.2.	Treynor/Mazuy-Ansatz	8
2.2.	Neuere Ansätze basierend auf alternativen Risikomaßen	9
2.2.1.	Performancemaße auf Basis der Lower Partial Moments	10
2.2.2.	Performancemaße auf Basis des Value at Risk	11
3.	Datengrundlage	13
3.1.	Aktieninvestmentfonds	13
3.2.	Survivorship-Bias	13
3.3.	Benchmark	13
3.4.	Risikoloser Zinssatz	14
4.	Ergebnisse	15
4.1.	Selektions- und Timingfähigkeiten	15
4.1.1.	Treynor-Mazuy-Ansatz	17
4.1.2.	Henriksson-Merton-Ansatz	18
4.2.	Performance-Messung basierend auf alternativen Risikomaßen	19
4.3.	Robustheit der Ergebnisse	21
4.3.1.	Variation des Untersuchungszeitraums	21
4.3.2.	Variation verschiedener Parameter	22
5.	Zusammenfassung	24
6.	Anhang	25
6.1.	Deskriptive Statistik der Fondsrenditen	25
6.2.	Test auf Normalverteilung der Fondsrenditen	26

Die Performance deutscher Aktienfonds

Lassen sich Selektions- und Timingfähigkeiten nachweisen und hat die Wahl des Performancemaßes einen Einfluss auf die Beurteilung?

Horst Rottmann⁺ und Thomas Franz^{*}

⁺) Hochschule für angewandte Wissenschaften Amberg-Weiden und ifo Institut für Wirtschaftsforschung, München
Hetzenrichter Weg 15
D-92637 Weiden
E-Mail: h.rottmann@fh-amberg-weiden.de

^{*}) C3 marketing agentur GmbH
Bahnhofstraße 49
D-95643 Tirschenreuth
E-Mail: franz@myC3.com

Januar 2008

Abstract

Neben den klassischen Performancemaßen, wie der Sharpe-Ratio, der Treynor-Ratio und dem Jensen-Alpha wurden in den letzten Jahrzehnten weiterführende Ansätze für die Analyse und Bewertung von Kapitalanlagen entwickelt. Die moderneren Performancemaße verlangen keine Konstanz der Risikomaße während des Betrachtungszeitraums oder berücksichtigen auch andere Risikomaße als die Volatilität bzw. Beta und setzen somit keine Normalverteilung der Renditen voraus.

Die durchgeführte empirische Untersuchung anhand von 66 Aktienfonds mit dem Anlageschwerpunkt Deutschland zeigt, dass die Fondsmanager in allen analysierten Perioden über nahezu keinerlei Fähigkeiten bei der Titelauswahl verfügen.

Der Vergleich verschiedener Performancemaße zeigt zudem, dass die Wahl des Performancemaßes nur einen marginalen Einfluss auf das Ranking und damit die Beurteilung besitzt. Ferner lässt sich bei den verschiedenen Performancemaßen kein zeitlicher Zusammenhang zwischen den Ergebnissen der verschiedenen Analyseperioden feststellen.

JEL: G10, G11 und G14

Schlüsselwörter: Performanceanalyse, Investmentfonds, Risikomaße, Persistenz, Lower Partial Moments, Modified Sharpe-Ratio

1. Einleitung

Für die Bewertung und Analyse von Kapitalanlagen gibt es zahlreiche Ansätze und Verfahren, die sich durch die Informationsanforderungen an die Daten und den unterstellten Prämissen unterscheiden. Die bekanntesten Performancemaße, wie etwa die Sharpe-Ratio, die Treynor-Ratio und das Jensen-Alpha unterstellen, dass die Investoren Portfolios allein an Hand der Bewertungskennziffern Erwartungswert und Varianz der Renditen (μ/σ -Regel) beurteilen. Folgen die Renditen bzw. die Überschussrenditen einer über die Zeit unabhängigen und identischen Normalverteilung, wären die klassischen Maße geeignete Performancemaße. Diese Voraussetzungen sind allerdings in der Praxis kaum erfüllt.

In der vorliegenden Arbeit analysieren wir, inwieweit vor allem zwei Verletzungen dieser Annahmen die Beurteilung der Aktienfonds beeinflussen. Zum einen finden Methoden der Performancemessung Anwendung, die keine Konstanz der Risikomaße im Zeitablauf unterstellen. Zum anderen werden Performancemaße berechnet, die nicht auf der μ/σ -Regel beruhen, wie beispielsweise die auf den Lower Partial Moments beruhenden Performancemaße.

Besitzt ein Portfoliomanager Timingfähigkeiten, wird er beispielsweise bei einer von ihm prognostizierten Abwärtstendenz des Aktienmarktes den Anteil alternativer Anlagegattungen, wie Geldmarktanlagen oder Anleihen, erhöhen und/oder eine Umschichtung des Portfolios in Aktien mit niedrigem Beta (systematischem Risiko) vornehmen. Timingaktivitäten verändern also die Zusammensetzung des Portfolios und damit auch das Portfoliorisiko. Performancemaße, die eine identische Verteilung der Renditen für die einzelnen Betrachtungszeiträume voraussetzen, besitzen deshalb nur eine eingeschränkte Eignung für die Performanceanalyse, da sie die zeitliche Variabilität des Risikos nicht berücksichtigen und damit zu verzerrten Ergebnissen kommen können.

Die klassischen Risikomaße unterstellen zudem die alleinige Orientierung der Anleger an der μ/σ -Regel bei ihren Investitionsentscheidungen. In der Praxis ist jedoch häufig festzustellen, dass die Renditen nicht normalverteilt sind. In empirischen Untersuchungen lassen sich immer wieder Asymmetrien und Fat-Tails bei den Renditeverteilungen beobachten. Dadurch kann es zu Verzerrungen bei den einfachen Performancemaßen kommen. Deshalb werden in der Literatur Performancemaße diskutiert, die alternative Risikomaße berücksichtigen. Zur Anwendung gelangen hierbei insbesondere Downside-Risikomaße, welche vor allem die Risiken am linken Ende der Renditeverteilung berücksichtigen, oder Risikomaße, die auch die Schiefe und die Wölbung (Kurtosis) der Renditeverteilungen miteinbeziehen. In diesem Beitrag werden wir deshalb eine Auswahl dieser neueren Performancemaße für deutsche Aktienfonds berechnen und zugleich analysieren, ob die Wahl des Performancemaßes einen Einfluss auf das Fondsranking hat. Des Weiteren gehen wir der Frage nach, ob sich beim Fondsranking eine zeitliche Persistenz der Rangfolgen der Fonds beobachten lässt. Eine ausgeprägte zeitliche Persistenz wäre mit der Effizienz des Marktes nicht vereinbar und würde dieser widersprechen. Als Datenbasis für die empirische

Untersuchung dienen dabei Investmentfonds mit dem Anlageschwerpunkt Deutschland im Zeitraum zwischen 1991 und 2004.

Die Analyse der Performance von Aktienfonds wurde bereits in zahlreichen Studien thematisiert. Wittrock (2000) beschränkt sich in seiner Arbeit nicht nur auf die traditionellen Verfahren der Performanceanalyse, sondern behandelt theoretisch und empirisch eine Vielzahl von Fragestellungen. Die empirische Arbeit, in der 21 Aktienfonds bzw. gemischte Fonds analysiert werden, kommt unter anderem zu dem Ergebnis, dass die meisten Fonds weder Selektions- noch Timingfähigkeiten besitzen. Griese und Kempf (2001) vergleichen die Anlagestrategien von 123 aktiven und passiven Aktienfonds und verwenden dabei einen Survivorship-Bias freien Datensatz. Die Studie ergibt, dass kein aktiv gemanagter Fonds in der Lage ist, die passiv gemanagten Indexfonds signifikant zu schlagen. Grewe und Stehle (2001) gehen in ihrer Untersuchung von 18 Aktienfonds intensiv auf die Wahl der geeigneten Benchmark ein. Sie stellen ausführlich die Konstruktion des DAX als Benchmark dar. Die Beurteilung der Fonds erfolgt mit Hilfe der Sharpe-Ratio und des Jensen-Alpha. Sie zeigt, dass die Fonds eine signifikant schlechtere Performance erzielen als der Referenzindex. Scholz und Wilkens (2004) beschäftigen sich bei ihrer Analyse von 15 Aktienfonds mit der Frage, ob die Performance in anormalen Marktphasen mit Hilfe von risikoadjustierten Performancemaßen, wie der Sharpe-Ratio und der Risk-Adjusted Performance (RAP), sinnvoll beurteilt werden kann. Das Fazit der Untersuchung ist, dass Marktphasen einen Einfluss auf das Ranking der Fonds und divergierende Fondsrangfolgen zur Folge haben.

Der zentrale Beitrag unserer Analyse liegt darin, eine Antwort auf die Frage zu finden, ob die Wahl des Performancemaßes einen Einfluss auf die Beurteilung der Fonds besitzt. Die Arbeit wird zum einen dadurch motiviert, dass in der Literatur und Praxis immer wieder der Einsatz alternativer Risikomaße gefordert wird, um eine adäquate Beurteilung der Performance durchführen zu können. Zum anderen zeigen bereits Studien von Pedersen und Rudholm-Alfvén (2003) sowie von Pfingsten, Wagner und Wolferink (2004), dass die Wahl eines Risiko- bzw. eines Performancemaßes keinen erheblichen Einfluss auf die Beurteilung hat. Weil die Studien in anderen Zusammenhängen und auf der Basis anderer Datengrundlagen erstellt wurden, werden wir in unserer Untersuchung nun diese Fragestellung für die Assetklasse Aktienfonds mit dem Anlageschwerpunkt Deutschland beantworten. Die Studie untersucht insgesamt 66 Aktienfonds im Zeitraum von 1991 bis 2004 und gehört damit zu den umfangreicheren empirischen Untersuchungen in diesem Bereich. Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut: In Abschnitt 2 stellen wir verschiedene Ansätze zur Performancemessung vor. Die verwendeten Daten werden in Abschnitt 3 beschrieben. Im Abschnitt 4 stellen wir die empirischen Ergebnisse dar, erläutern und prüfen sie auf Robustheit. Der Beitrag schließt im Kapitel 5 mit einer Zusammenfassung der zentralen Ergebnisse.

2. Ansätze der Performance-Messung

2.1. Klassische Ansätze basierend auf dem μ/σ -Prinzip

Zu den klassischen Ansätzen der Performancemessung zählt man die Sharpe-Ratio, die Treynor-Ratio und das Jensen-Alpha. Der Unterschied zwischen diesen Performancemaßen liegt darin, welches Risikomaß zur Beurteilung herangezogen wird. Während die Sharpe-Ratio (SR) das Gesamtrisiko eines Portfolios einbezieht, gehen bei der Treynor-Ratio (TR) und Jensen's-Alpha (α_j) nur systematische Risiken in die Beurteilung der erzielten Performance ein.

Die Sharpe-Ratio (SR_p) und die Treynor-Ratio (TR_p) eines Portfolios berechnet man anhand der historischen Renditen wie folgt:

$$SR_p = \frac{\bar{r}_p - \bar{r}_f}{\sigma_p} \quad TR_p = \frac{\bar{r}_p - \bar{r}_f}{\beta_p} \quad (1)$$

mit \bar{r}_p : arithmetisches Mittel der Renditen des Portfolios p,

\bar{r}_f : arithmetisches Mittel des risikolosen Zinssatzes,

σ_p : empirische Standardabweichung der Portfoliorenditen,

β_p : Beta-Faktor des Portfolios p.

Die Sharpe-Ratio gibt die Risikoprämie (durchschnittliche Überschussrendite) pro Einheit übernommenen Gesamtrisikos und die Treynor-Ratio pro Einheit übernommenen systematischen Risikos an.

Jensen's-Alpha α_j ist im Gegensatz zur Sharpe-Ratio und Treynor-Ratio als absolutes Performancemaß konzipiert. Es ermittelt die Differenz zwischen der erzielten Portfoliorendite und der Rendite einer passiven Strategie mit gleichem systematischem Risiko. Portfoliomanager, die über besondere Selektionsfähigkeiten verfügen, generieren ein positives

$\alpha_{j,p}$. In der praktischen Anwendung ist das Jensen-Alpha das am häufigsten verwendete Maß (vgl. Bodie/Kane/Marcus, 2005). Das $\alpha_{j,p}$ schätzt man mit der folgenden linearen Regression der Überschussrendite des Fonds p ($r_{p,t} - r_{f,t}$) auf die Überschussrendite des Marktes ($r_{M,t} - r_{f,t}$):

$$(r_{p,t} - r_{f,t}) = \alpha_{j,p} + (r_{M,t} - r_{f,t}) \times \beta_p + \varepsilon_{p,t}, \quad (2)$$

wobei t einen Periodenindex und $\varepsilon_{p,t}$ einen stochastischen Störterm darstellen. Der Störterm hat einen Erwartungswert von Null, weist eine konstante Varianz und keine Autokorrelation auf. Er ist nicht mit der Rendite des Marktes korreliert. Die Parameter $\alpha_{j,p}$ und β_p können dann mit der Kleinst-Quadrate-Methode (OLS-Methode) geschätzt werden. Dabei entsprechen

$\alpha_{j,p}$ dem Ordinatenabschnitt und β_p der Steigung der Regressionsgeraden.

Die Vor- und Nachteile der Maße sowie deren praktische Eignung und Signifikanztests zur Beurteilung von Können oder Glück, werden ausführlich in der Literatur besprochen (vgl. z.B. Bodie/Kane/Marcus, 2005, Sharpe/Alexander/Bailey, 1999, Cadsby, 1986, Jobson/Korkie, 1981).

Die bisher behandelten Performancemaße beruhen auf der Annahme, dass die Renditen beziehungsweise die Überschussrenditen einer über die Zeit unabhängigen und identischen Verteilung folgen. Es wird also sowohl das systematische als auch das nichtsystematische Risiko als zeitkonstant unterstellt. Timingaktivitäten führen aber aufgrund ihrer Risikoveränderung des Portfolios, wie in der Einleitung beschrieben, zu nicht identischen Renditeverteilungen über die Zeit und damit zu einer Verzerrung der Performancemaße. Besitzt beispielsweise ein Fondsmanager lediglich Timingfähigkeiten und keinerlei Selektionsfähigkeiten, können daraus sowohl positive als auch negative Verzerrungen des Jensen-Alpha resultieren (vgl. Grinblatt/Titman, 1989).

2.1.1. Henriksson/Merton-Ansatz

Der Ansatz von Henriksson und Merton basiert auf der Überlegung, dass sich ein Investor zu Beginn einer Teilperiode darüber Gedanken macht, ob die Marktüberschussrendite positiv oder negativ ausfällt. Wird eine positive Überschussrendite des Marktes prognostiziert, strebt der Fondsmanager ein hohes Beta (systematisches Risiko) seines Fonds an. Erwartet er eine negative Marktüberschussrendite, wird der Fonds ein niedriges Beta aufweisen. Im Extremfall investiert er vollständig zum risikolosen Zinssatz, und das Beta ist damit Null. Nehmen wir an, ein Fondsmanager besitzt keinerlei Fähigkeiten bei der Titelauswahl, allerdings verfügt er über sehr gute Prognosefähigkeiten bei der Einschätzung des Marktes. Ermittelt man nun mit einer Einfachregression die charakteristische Linie und damit das Jensen-Alpha (siehe gestrichelte Linie in Abbildung 1), erhält man häufig ein positives Alpha und bescheinigt dem Fondsmanager Selektionsfähigkeiten, die er nicht besitzt.

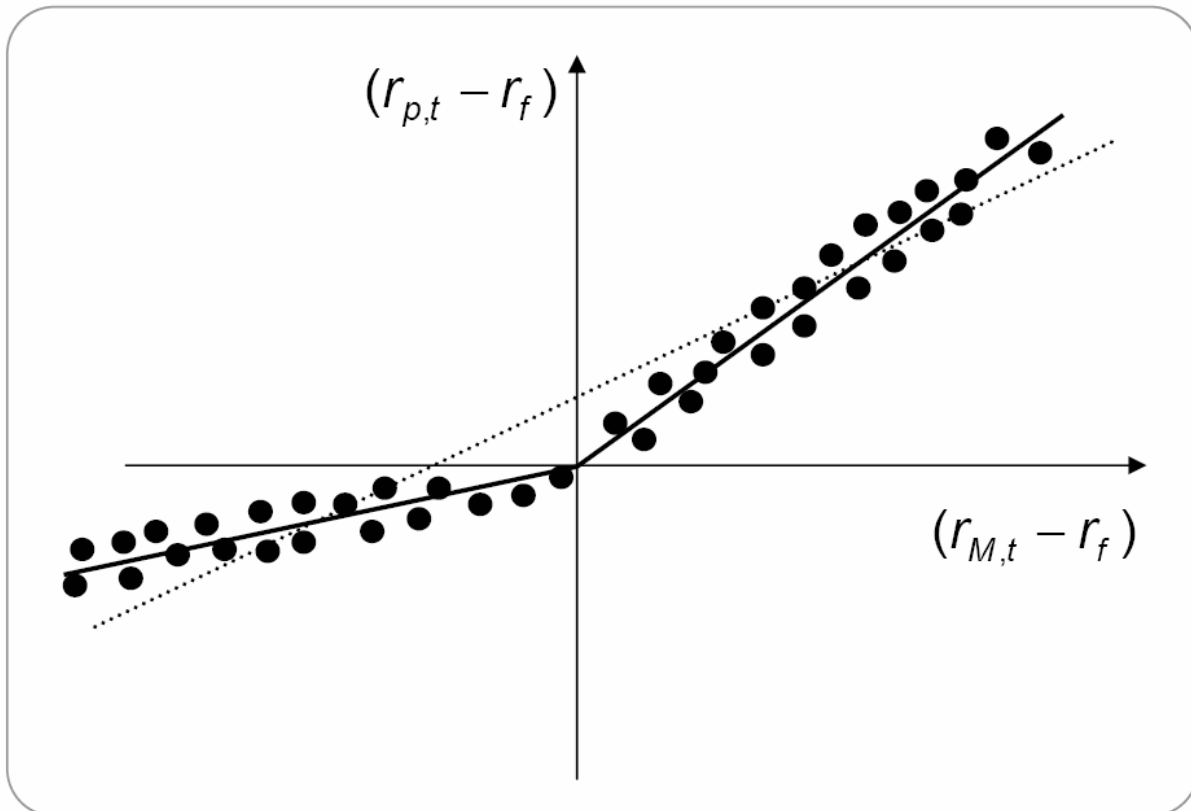


Abbildung 1: Charakteristische Linien – Henriksson/Merton-Ansatz

Die grundsätzliche Idee von Henriksson/Merton ist, dass Timingaktivitäten durch den Kauf bzw. den Verkauf von Optionen nachgebildet werden können. Die Renditestruktur von Fonds, deren Manager perfekte Timingfähigkeiten besitzen, lässt sich beispielsweise mithilfe des Marktindex und einer Long-Put-Position darstellen, die kostenlos erworben wird. Henriksson und Merton (1981) entwickelten auf Basis dieser Erkenntnis den folgenden Regressionsansatz, der zur Erklärung der Fondsrenditen neben der Marktrendite noch eine Dummy-Variable D_t berücksichtigt.

$$(r_{p,t} - r_{f,t}) = \alpha_p + \beta_p \times (r_{M,t} - r_{f,t}) + \gamma_p^{HM} \times (r_{M,t} - r_{f,t}) \times D_t + \varepsilon_{p,t}, \quad (3)$$

mit $D_t := -1$, falls $(r_{M,t} - r_{f,t}) \leq 0$ und $D_t = 0$, falls $(r_{M,t} - r_{f,t}) > 0$.

Die erste erklärende Variable ist die bereits bei der Jensen-Alpha-Regressionsschätzung verwendete Überschussrendite des Marktes. Die zweite erklärende Variable $(r_{M,t} - r_{f,t}) \times D_t$ nimmt für $(r_{M,t} - r_{f,t}) \leq 0$ den Betrag von $(r_{M,t} - r_{f,t})$ und für $(r_{M,t} - r_{f,t}) > 0$ den Wert Null an ($(r_{M,t} - r_{f,t}) \times D_t = \max[0, -(r_{M,t} - r_{f,t})$). Damit gibt β_p den Anstieg der charakteristischen Linie für $(r_{M,t} - r_{f,t}) > 0$ und $\beta_p - \gamma_p$ für $(r_{M,t} - r_{f,t}) < 0$ an (siehe die durchgezogene Linie in Abb. 1). Fondsmanager mit Timingfähigkeiten weisen damit ein positives γ_p auf. Die statistische Signifikanz der geschätzten Regressionskoeffizienten kann mittels eines t-Tests überprüft werden. An dieser Stelle weisen wir jedoch darauf hin, dass durch die Variabilität des Beta-Faktors die Standardabweichung der Residuen in Abhängigkeit der Höhe der Marktüberschussrendite tendenziell zunimmt (vgl. Henriksson/Merton, 1981). Diese Heteroskedastizität führt zu einer fehlerhaften Bestimmung der Standardfehler und damit der Signifikanz der geschätzten Koeffizienten bei Verwendung des einfachen t-Tests. Deswegen verwendet Henriksson (1984) eine verallgemeinerte Kleinst-Quadrate-

Schätzung der Koeffizienten. Alternativ können bei einer OLS-Schätzung, z. B. mit dem Verfahren von White (1980), heteroskedastizitätsrobuste Standardfehler berechnet werden.

Kritisch an diesem Ansatz ist zu sehen, dass zeitvariable Beta-Faktoren komplett als Timingaktivitäten angesehen werden. Instabile Beta-Faktoren müssen jedoch nicht zwangsläufig auf Timingaktivitäten beruhen. Ferner geht dieser Ansatz davon aus, dass die Fondsmanager bei der Festlegung des Betas lediglich die prognostizierte Richtung der Überschussrendite berücksichtigen. Das Beta des Fonds hängt damit nicht von der absoluten Höhe der prognostizierten Marktüberschussrendite ab. Es ist nur schwer vorstellbar, dass ein Fondsmanager mit Timingfähigkeiten die Höhe seines Fondsbetas unabhängig von der prognostizierten absoluten Höhe der Marktüberschussrendite wählt. Entsprechen die Timingaktivitäten des Fondsmanagers nicht diesem Muster, besteht die Gefahr, dass es zu einem stark verzerrten Ausweis der Timing- und Selektionsperformance kommt (vgl. Scholz, 2002).

2.1.2. Treynor/Mazuy-Ansatz

Die Idee des Ansatzes von Treynor/Mazuy (1966) ist, dass der Portfoliomanager sowohl die Markttendenz als auch die Höhe der Marktüberschussrendite prognostizieren kann. Bei diesem Ansatz steigert er sein Fondsbeta kontinuierlich mit der Höhe der von ihm prognostizierten Marktüberschussrendite. Dies bedeutet, dass in steigenden Marktphasen die Portfoliorendite überproportional zunimmt und in sinkenden Marktphasen unterproportional abnimmt. Um die Timing- und Selektionsfähigkeiten zu ermitteln, wird die Regressionsgleichung zur Schätzung des Alphas (2) um einen quadratischen Term erweitert.

$$(r_{p,t} - r_{r,t}) = \alpha_p + \beta_p \times (r_{M,t} - r_{f,t}) + \gamma_p^{TM} \times (r_{M,t} - r_{f,t})^2 + \varepsilon_{p,t} \quad (4)$$

Liegen entsprechende Selektions- bzw. Timingfähigkeiten vor, lassen sich diese durch die positiven Regressionskoeffizienten α und γ erfassen. Wird beim Jensen-Alpha mithilfe der Regressionsgleichung eine Gerade ermittelt, so beschreibt die quadratische Regressionsfunktion eine Kurve. Je größer γ ist, desto ausgeprägter ist dabei die Konvexität der Kurve. Falls $\gamma = 0$ ist, entspricht die quadratische Regressionsfunktion genau der einfachen Jensen-Alpha-Regressionsfunktion, und der Fondsmanager besitzt keine Timingfähigkeiten. Die Signifikanz der Koeffizienten kann wiederum anhand entsprechender t-Tests überprüft werden.

Wie die nachfolgende Grafik zeigt, ist die mit Punkten dargestellte Gerade im Gegensatz zur durchgezogenen Kurve nur unzureichend geeignet, die Punktwolke zu beschreiben. Es kann sich also durchaus herausstellen, dass die mithilfe der linearen Regressionsgleichung ermittelten Selektionseigenschaften eines Managers zu positiv eingeschätzt und in Wirklichkeit durch Timingfähigkeiten erzielt wurden.

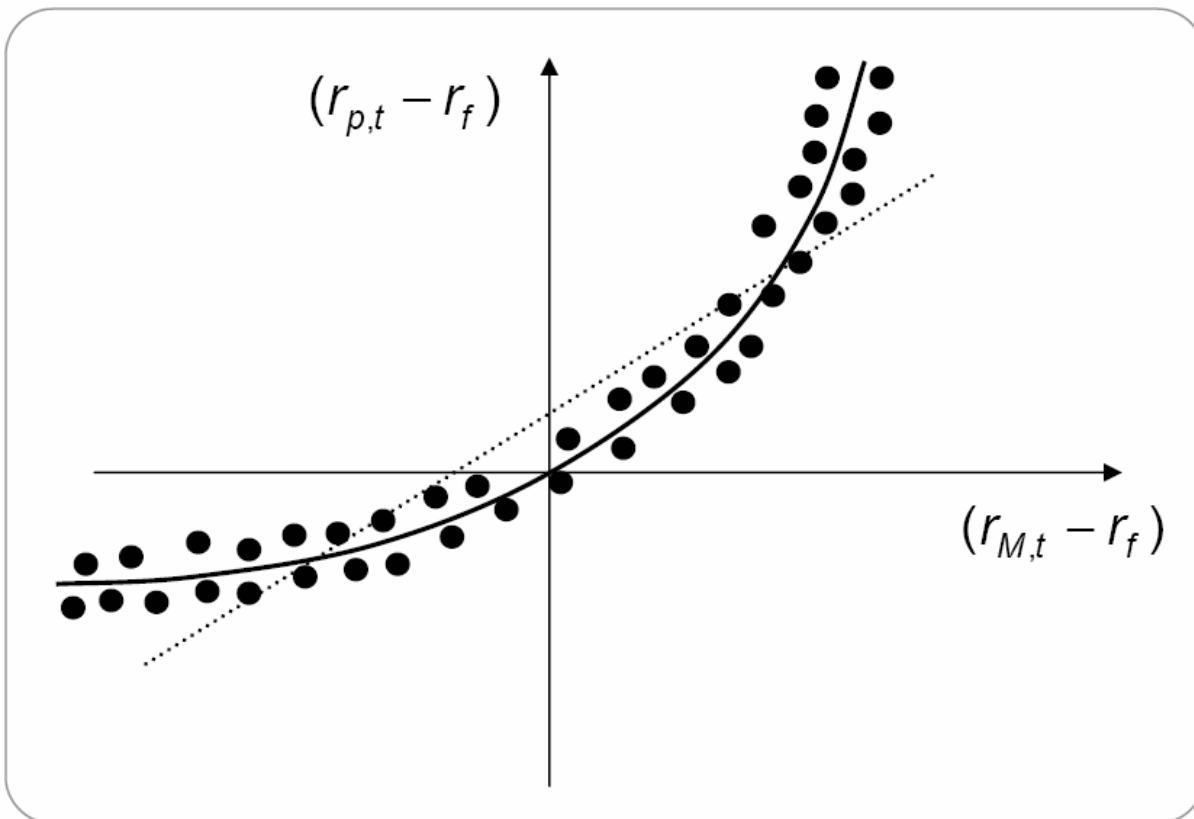


Abbildung 2: Charakteristische Kurve – Treynor/Mazuy-Ansatz

Entsprechen die Timingaktivitäten des Fondsmanagers nicht den implizit unterstellten Verhaltensannahmen, besteht die Möglichkeit, dass dieser Ansatz keine Timingfähigkeiten nachweist, obwohl Fähigkeiten bei der Einschätzung der Gesamtmarktentwicklung vorliegen. Deswegen sollte die empirische Analyse nicht nur auf einen Ansatz vertrauen. In der Literatur werden weitere Modelle vorgeschlagen, zum Beispiel eine Multi-Beta-Strategie mit drei oder vier Zielbetas in Abhängigkeit von der prognostizierten Höhe der Marktüberschussrendite. Außerdem kann die Überprüfung von Selektions- und Timingfähigkeiten leicht mit dem Regressionsansatz auch im Rahmen eines Drei-Faktoren-Modells von Fama/French durchgeführt werden (vgl. Prather/Middleton, 2006).

Der quadratische Regressionsansatz von Treynor und Mazuy ermöglicht es recht einfach, die Renditebeiträge von Selektions- und Timingaktivitäten zu quantifizieren. Dabei ist das ermittelte Alpha als Beitrag zur Fondsperformance durch Selektion zu interpretieren. Der Timingbeitrag ergibt sich aus dem Produkt des Gamma-Koeffizienten und der Varianz der Marktüberschussrenditen $\gamma_p \sigma_{erM}^2$. Addiert man den Selektionsbeitrag und den Beitrag des Timings, erhält man die Gesamtperformance (vgl. Wittrock, 2000).

2.2. Neuere Ansätze basierend auf alternativen Risikomaßen

Die klassischen Ansätze der Performancemessung unterstellen, dass die Investoren allein die μ/σ -Regel bei ihren Anlageentscheidungen anwenden. Sieht man vom unrealistischen Fall quadratischer Nutzenfunktionen ab, ist diese Annahme nur bei hinreichend genauer Normalverteilung der Renditen sinnvoll. Abbildung 12 im Anhang gibt die durchschnittlichen Werte für verschiedene Momente der Renditeverteilungen der Aktienfonds wieder. Die Kurtosis beträgt bei allen Fonds im gesamten

Zeitraum durchschnittlich 5,2 und liegt bei keinem Fonds unter drei. Insgesamt ergibt sich eine linksschiefe und ausgeprägte leptokurtische Verteilung der Renditen. Wie Abbildung 14 im Anhang zeigt, wird bei vielen Investmentfonds bei den Tests auf Normalverteilung der Renditen die Nullhypothese bei einem Signifikanzniveau von 10 bzw. 5 Prozent verworfen. Deswegen werden im Folgenden Ansätze der Performancemessung vorgestellt, die die Standardabweichung und den Beta-Faktor durch alternative Risikomaße ersetzen. Zudem sind die gewählten Performancemaße benchmarkfrei und somit nicht der Kritik einer ungeeigneten Benchmark ausgesetzt (vgl. Roll 1980, 1981).

2.2.1. Performancemaße auf Basis der Lower Partial Moments

Die Berechnung der Performancemaße auf Basis der Lower Partial Moments (LPM) ist mit der Berechnung der Sharpe-Ratio vergleichbar. Dabei wird die Überrendite, die sich als Differenz zwischen der durchschnittlichen Anlagerendite und einer Mindestrendite oder dem risikolosen Zinssatz ergibt, mit den entsprechenden LPM-Maßen relativiert. Die Lower Partial Moments messen lediglich negative Abweichungen von der Ziel- bzw. Mindestrendite. Dadurch wird dem Risikoverständnis der Investoren im Vergleich zur Standardabweichung bei asymmetrischen Renditeverteilungen eher Rechnung getragen. Im Gegensatz zu den LPM-Maßen fließen bei der Berechnung der Standardabweichung sowohl positive als auch negative Abweichungen der Rendite vom Erwartungswert ein. Der Vorteil der LPM-Maße ist, dass keine Voraussetzungen im Hinblick auf die Verteilungsform erfüllt sein müssen. Die LPM-Maße können bei jeder beliebigen Verteilung der Renditen angewandt werden. Als Mindestrendite τ werden in der Literatur 0 Prozent als nominelle Kapitalerhaltung, die Inflationsrate als reale Kapitalerhaltung, der risikofreie Zins als Erzielung der (Mindest-)Opportunitätskosten, der Erwartungswert der Rendite eines bestimmten Anlageobjekts als Sicherung der erwarteten Vermögensmehrung und ein Marktindex als Performancevergleich mit dem Markt vorgeschlagen.

Beim Vorliegen einer Stichprobe im Umfang von T Beobachtungen ergibt sich folgende verteilungsfreie Schätzfunktion des LPM-Maß der n-ten Ordnung:

$$\text{LPM}_{n,p}(\tau) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \max[\tau - r_{t,p}, 0]^n \quad (5)$$

Mit der Wahl der Ordnung n wird festgelegt, ob und wie die Höhe der Abweichung von der Mindestrendite bei der Berechnung einfließen soll. Das LPM-Maß der Ordnung 0 (LPM_0) kann auch als Ausfallwahrscheinlichkeit interpretiert werden. Dabei wird die Anzahl der Renditen, die kleiner als die Ziel- bzw. Mindestrendite sind, durch die Anzahl aller Renditen geteilt. Die Größe der Abweichung bleibt aber unberücksichtigt. Bei den LPM-Maßen höherer Ordnung fließen dagegen auch die Höhe der Abweichung von der Ziel- bzw. Mindestrendite ein. Beispielsweise werden beim LPM-Maß der zweiten Ordnung im Vergleich zum LPM-Maß der ersten Ordnung durch die Quadrierung der Abweichungen größere Differenzen von der Ziel- bzw. Mindestrendite stärker gewichtet als kleinere. Je höher die Risikoaversion eines Anlegers, desto größer sollte die Ordnung des LPM-Maßes sein. (vgl. Eling/Schuhmacher, 2006)

Die Berechnung der LPM-basierten Performancemaße Omega (Ω), Sortino-Ratio (SOR) und Kappa 3 (K_3) erfolgt durch die Adjustierung der Überschussrendite mit den LPM-Maßen der Ordnung 1, 2 oder 3.

Die Omega-Ratio wurde im Jahre 2002 von Shadwick und Keating eingeführt und berücksichtigt als Risikomaße die geschätzte Ausfallerwartung.

$$\Omega_p(\tau) = \frac{\bar{r}_p - \tau}{LPM_{1p}(\tau)} + 1 \quad (6)$$

Sortino und Van der Meer (1991) stellen die Sortino-Ratio als Modifikation der Sharpe-Ratio vor. Die Überrendite wird hierbei in Relation zur einseitigen Varianz gesetzt. Im Gegensatz zur Sharpe-Ratio kann die Sortino-Ratio Hinweise auf eventuelle Verschiebungen geben, durch die Fat Tails in der Verteilungsfunktion verursacht werden.

$$SOR_p(\tau) = \frac{\bar{r}_p - \tau}{\sqrt[2]{LPM_{2p}(\tau)}} \quad (7)$$

Kaplan und Knowles (2004) betrachten unter anderem Kappa 3 und zeigen, dass Kappa 3 zusätzliche Informationen über die Renditeverteilung liefern kann, indem es Hinweise auf die Schiefe und Wölbung der Verteilung liefert.

$$K_{3p}(\tau) = \frac{\bar{r}_p - \tau}{\sqrt[3]{LPM_{3p}(\tau)}} \quad (8)$$

2.2.2. Performancemaße auf Basis des Value at Risk

Der Value at Risk (VaR) hat sich zunehmend in der Theorie und in der Praxis als das dominante Maß für finanzielle Risiken durchgesetzt (Jorion 2000). Er beschreibt den maximal möglichen Verlust eines Investments, der in einem bestimmten Zeitraum mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit ($1-\alpha$) nicht überschritten wird. Je nach Höhe der Wahrscheinlichkeit (Konfidenzniveau), kann der VaR dabei unterschiedliche Werte annehmen.

Bei normalverteilten Renditen berechnet sich der VaR wie folgt:

$$VaR_p = -(\mu_p + z_\alpha \times \sigma_p),$$

wobei μ_p die erwartete Rendite des Portfolios p und z_α das α -Quantil der Standardnormalverteilung darstellen. Die erwartete Rendite wird wieder mit dem arithmetischen Mittel der Renditen geschätzt.

Liegen dagegen nicht normalverteilte Renditen vor, so werden die Risiken, die mit Fat Tails oder linksschiefen Verteilungen verbunden sind, deutlich unterschätzt und die Performance zu positiv dargestellt (Favre/Singer, 2002). Es ergibt sich damit das Problem, den VaR ohne Annahmen bezüglich der zugrunde liegenden Verteilung der Renditen zu berechnen. Favre und Galeano (2002) beziehen die Schiefe und die Wölbung in die Berechnung mit ein, indem sie auf Basis der Cornish-Fisher-Entwicklung den Modified Value at Risk, herleiten.

$$MVaR_p = -(\mu_p + \sigma_p \times (z_\alpha + (z_\alpha^2 - 1) \times S_p / 6 + (z_\alpha^3 - 3 \times z_\alpha) \times E_p / 24 - (2 \times z_\alpha^3 - 5 \times z_\alpha) \times S_p^2 / 36)) \quad (9)$$

S_p bezeichnet dabei die Schiefe und E_p die Wölbung (Kurtosis) der Renditen. Der MVaR wird insbesondere bei der Analyse von Hedgefonds verwendet, da diese häufig Leerverkäufe und Derivate einsetzen und deren Renditeverteilungen daher im Allgemeinen nicht einer Normalverteilung folgen (Gregoriou/Gueyie, 2003).

Analog zur Berechnung der Sharpe-Ratio erfolgt die Ermittlung der Performancemaße durch die Adjustierung der durchschnittlichen Überschussrendite. Durch die Adjustierung der Überschussrendite mit dem Value at Risk oder dem Modified Value at Risk ergeben sich die Performancemaße Excess Return on Value at Risk (ERVaR), vorgestellt von Dowd (2000), und die Modified Sharpe-Ratio (MSR).

$$ERVaR_p = \frac{r_p - r_f}{VaR_p} \quad (10)$$

$$MSR_p = \frac{r_p - r_f}{MVaR_p} \quad (11)$$

3. Datengrundlage

3.1. Aktieninvestmentfonds

Als Datenbasis für unsere empirische Untersuchung dienen die um die Ausschüttungen bereinigten Rücknahmewerte aller Aktieninvestmentfonds mit dem Anlageschwerpunkt Deutschland aus der Micropal-Datenbank. Die Micropal-Datenbank von Standard & Poor's beinhaltet alle Rücknahmewerte der Aktieninvestmentfonds, die zum Abfragezeitpunkt noch nicht aufgelöst waren. Die Rücknahmewerte basieren dabei auf der Annahme, dass die Ausschüttungen des jeweiligen Fonds in voller Höhe, also mit der Bruttodividende, reinvestiert wurden. Die Reinvestition der Ausschüttungen ermöglicht es, sowohl ausschüttende als auch thesaurierende Fonds miteinander zu vergleichen. Um im Datensatz berücksichtigt zu werden, musste das Auflagedatum eines jeden Fonds vor dem 01.01.1997 liegen. Die Untersuchung basiert somit auf 66 Fonds.

3.2. Survivorship-Bias

Die Daten aus der Micropal-Datenbank enthalten lediglich Aktienfonds, die zum Abfragezeitpunkt noch nicht aufgelöst waren. Das bedeutet, dass im vorliegenden Datensatz Fonds mit einer tendenziell guten Performance enthalten sind. Die fehlende Berücksichtigung von weniger erfolgreichen Fonds, die zwischenzeitlich vom Markt genommen wurden, kann die berechneten Performancemaße nach oben verzerren und damit zu positiv darstellen. Diese Verzerrungen werden als Survivorship-Bias bezeichnet.

Mit dem Ausmaß des Survivorship-Bias im Zeitraum von 1992 bis 2000 beschäftigten sich Griese/Kempf (2002). Für ihren empirischen Vergleich des Anlageerfolgs von aktiven und passiven Aktienfonds mit dem Anlageschwerpunkt Deutschland schätzen sie das Ausmaß des Survivorship-Bias durch den Vergleich einer Buy-and-Hold-Strategie aller überlebenden Fonds mit der Buy-and-Hold-Strategie aller Fonds. Der Einfluss des Survivorship-Bias führt hierbei zu einer Überschätzung der jährlichen Renditen aller aktiv gemanagten Fonds um 0,4 Prozentpunkte. Die Verzerrung fällt bei passiv gemanagten Fonds bzw. Indexfonds mit 0,15 Prozentpunkten wesentlich geringer aus. Im Vergleich zum deutschen Markt ist die Verzerrung am amerikanischen Markt stärker ausgeprägt (vgl. auch Wittrock, 2000). Elton/Gruber/Blake (1996) ermittelten je nach Berechnungs- und Vorgehensweise im Zeitraum von 1976 bis 1993 einen jährlichen Survivorship-Bias von 0,32 bis 0,91 Prozentpunkten.

3.3. Benchmark

Als Vergleichsmaßstäbe werden der von Göppl/Schütz (1995) konstruierte Deutsche Aktienindex für Forschungszwecke (DAFOX) und der Deutsche Aktienindex (DAX) verwendet.

Die Zusammensetzung des DAFOX ergibt sich aus sämtlichen an der Frankfurter Wertpapierbörse im amtlichen Handel notierten Aktien. Somit umfasst der DAFOX wesentlich mehr Aktien als der DAX. Damit ist er besonders für empirische Untersuchungen interessant. Bisher besteht kein anderer Index

für deutsche Aktien, der - um Dividendenzahlungen und Kapitalveränderungen bereinigt - den deutschen Aktienmarkt umfassender beschreibt und über einen längeren Zeitraum (seit dem 04.01.1960) zur Verfügung steht. Die einzelnen Aktien gehen dabei wertgewichtet in die Berechnung des Index ein. Allerdings erfolgt ebenso wie beim DAX die Reinvestition der Dividendenzahlungen mit der Bardividende. Da bei den jeweiligen Investmentfonds die Ausschüttungen mit dem Bruttobetrag reinvestiert werden, resultiert aus dieser Brutto- bzw. Bardividendenproblematik ein kleiner Vorteil zugunsten der analysierten Fonds.

Wie erwähnt, erfolgt beim DAX die Reinvestition der Dividenden lediglich mit der Bardividende. Deshalb wird in der vorliegenden Untersuchung der von Stehle/Huber/Maier berechnete DAX aus der Sichtweise eines inländischen Steuerpflichtigen mit einem Einkommensteuersatz von 0 Prozent verwendet. In der Literatur wird der DAX mit einem marginalen Einkommensteuersatz von 0 Prozent als die einzig korrekte Benchmark bei der Performanceanalyse von Fonds bezeichnet (vgl. Stehle/Grewe, 2001). Seit dem 01.01.2002 gilt in Deutschland das Halbeinkünfteverfahren. Dabei unterliegen die Ausschüttungen der Kapitalanlagegesellschaften einer 25-prozentigen Körperschaftsteuer. Diese ist definitiv und kann nicht mehr auf die Einkommensteuer angerechnet werden (Definitivbesteuerung, vgl. BVI, 2005). Deshalb sind die Werte des von Stehle/Huber/Maier berechneten DAX aus der Sichtweise eines inländischen Steuerpflichtigen mit einem Einkommensteuersatz von 0 Prozent und die Werte des von der Deutschen Börse AG veröffentlichten DAX seit 2002 identisch. Daher können wir ab dem 01.01.2002 auf die DAX-Werte der Deutschen Börse AG zurückgreifen. Durch das Halbeinkünfteverfahren und der sich daraus ergebenden Definitivbesteuerung besitzen die Fonds ab dem 01.01.2002 bei der Berechnung ihrer Renditen einen kleinen Vorteil. Vergleicht man die stetige Jahresrendite des DAX-Performanceindex mit der des DAX-Kursindex seit seiner Auflage (30.12.1987) bis Ende des Jahres 2005, ergibt sich eine Renditedifferenz von ungefähr zwei Prozentpunkten jährlich (9,38 Prozent - 7,30 Prozent). Deshalb beträgt der Vorteil bei der Renditeberechnung mit der Bruttodividende anstatt der Bardividende unter Berücksichtigung eines Körperschaftsteuersatzes von 25 Prozent ungefähr 0,7 Prozentpunkte pro Jahr.

3.4. Risikoloser Zinssatz

Die vorliegende Untersuchung greift auf die Zinssätze für Dreimonatsgelder am Frankfurter Bankenplatz zurück. Bisherige Analysen zeigen, dass die Wahl des Zinssatzes keinen oder nur einen geringen Einfluss auf die Ergebnisse hat. Durch die Wahl des Zinssatzes können zwar Niveauunterschiede entstehen, sie üben aber keinen Einfluss auf das Ranking aus (vgl. Roßbach, 1991).

4. Ergebnisse

Auf Basis der monatlichen Rücknahmewerte der Aktieninvestmentfonds ermitteln wir stetige Monatsrenditen. Für die Performanceanalyse werden der gesamte Untersuchungszeitraum von 1991 bis 2004 und zwei Siebenjahresintervalle herangezogen. Für die Wahl dieser Siebenjahresintervalle sprechen zum einen der eher langfristige Charakter einer Investition in Aktienfonds und zum anderen statistische Gründe. Denn durch eine höhere Anzahl von Beobachtungen werden die statistischen Kennziffern genauer geschätzt. Ferner ist die Annahme der Normalverteilung der Teststatistiken aufgrund des zentralen Grenzwertsatzes eher erfüllt (vgl. Wooldridge, 2000). Des Weiteren spiegeln die Zeiträume der Untersuchung verschiedene Börsenphasen wider. Während der erste Zeitraum von einer andauernden Hausse gekennzeichnet war, prägen den zweiten Zeitraum die extremen Kursrückgänge um die Jahrtausendwende (siehe Abb. 3). Dies ermöglicht die Überprüfung, ob sich die Performance der Fonds in Aufschwung- und Abschwungphasen der Börsen unterschiedlich entwickelt (Ferson/Schadt, 1996).

Da die Fonds zu unterschiedlichen Zeitpunkten aufgelegt wurden, variiert die Zahl der untersuchten Fonds in den beiden Zeiträumen. Im Analysezeitraum von 1991 bis 1997 (AP 1) werden 35 Fonds und im Zeitraum von 1998 bis 2004 (AP 2) 66 Fonds berücksichtigt. Im gesamten Zeitraum (AP 1 – 2) werden jene 35 Fonds berücksichtigt, die ein Auflagedatum vor dem 01.01.1991 aufweisen.

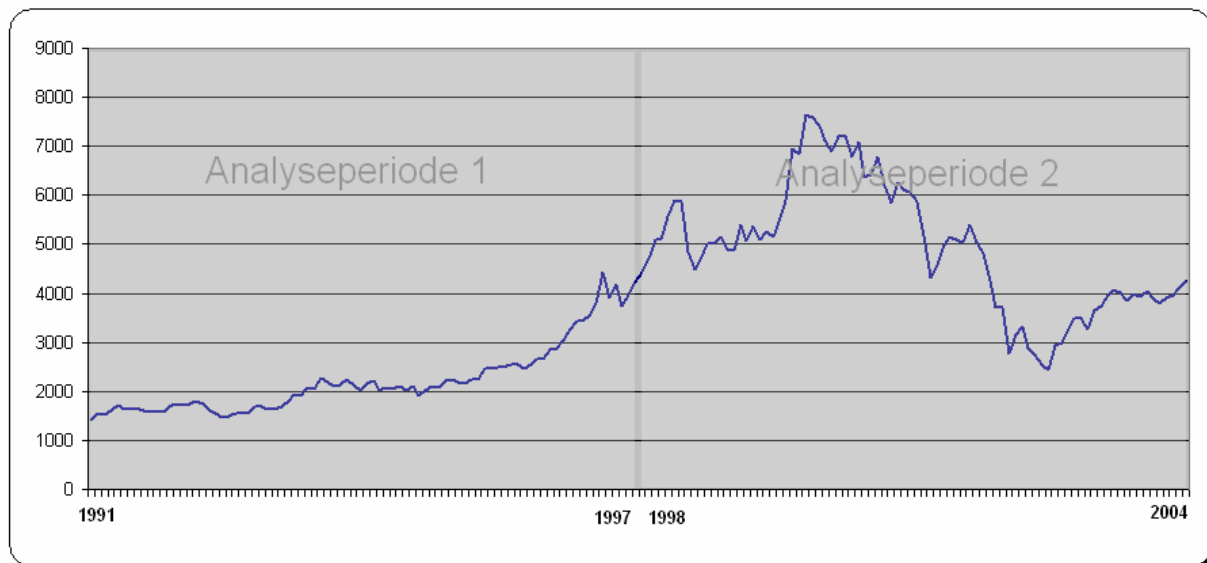


Abbildung 3: Kurverlauf des DAX

4.1. Selektions- und Timingfähigkeiten

Die Identifikation von Selektions- und Timingfähigkeiten kann bei den Ansätzen von Henriksson/Merton und Treynor/Mazuy jeweils mit einer OLS-Schätzung erfolgen. Wie im Abschnitt 2.1 bereits erwähnt, muss mit Heteroskedastizität der Störterme gerechnet werden, wenn sich aufgrund von Timingaktivitäten die Portfoliostruktur verändert. Liegen heteroskedastische Störterme vor, sind zwar die OLS-Schätzer weiterhin erwartungstreu und konsistent, die berechneten

Standardfehler der geschätzten Koeffizienten jedoch verzerrt. Daraus folgt, dass die Teststatistiken keine Gültigkeit mehr besitzen. Eine Überprüfung der Residuen auf Heteroskedastizität kann mithilfe des Tests nach White erfolgen.

Bei Zeitreihenanalysen ergibt sich häufig das Problem autokorrelierter Residuen. Beispielsweise werden bei einer positiven Autokorrelation die Standardfehler der Koeffizienten systematisch unterschätzt. Dadurch wird die Präzision der Parameterschätzungen überschätzt, und die Nullhypothese tendenziell verworfen, obwohl sie tatsächlich beibehalten werden sollte. Zur Überprüfung, ob autokorrelierte Residuen vorliegen, lässt sich der Durbin-Watson-Test einsetzen. Erste Schätzungen mit dem vorliegenden Datenmaterial weisen in manchen Fällen auf autokorrelierte und teilweise auf heteroskedastische Residuen hin. Um autokorrelations- und heteroskedastizitätsrobuste Standardfehler der geschätzten Koeffizienten zu erhalten, verwenden wir daher für die folgenden Schätzungen den Ansatz von Newey/West (1987).

4.1.1. Treynor-Mazuy-Ansatz

Die Resultate des Ansatzes von Treynor/Mazuy sind in der Abbildung 4 wiedergegeben.

	AP 1	AP 2	AP 1 - 2	AP 1	AP 2	AP 1 - 2
	1991 - 1997	1998 - 2004	1991 - 2004	1991 - 1997	1998 - 2004	1991 - 2004
	DAFOX			DAX		
Anzahl der untersuchten Fonds	35	66	35	35	66	35
Durchschnitt (Alpha der Fonds)	0,0605%	-0,4256%	-0,1940%	-0,1529%	-0,1871%	-0,2027%
Minimum	-0,2983%	-0,9473%	-0,4032%	-0,4667%	-0,6990%	-0,4163%
Maximum	0,3911%	0,3507%	0,0295%	0,2115%	0,5107%	0,1095%
Standardabweichung	0,1497%	0,2547%	0,1085%	0,1459%	0,2439%	0,1126%
Durchschnitt (t-Wert)	0,4216	-1,7469	-1,3874	-1,2518	-0,9969	-1,8347
Minimum	-2,6257	-4,1196	-2,7926	-3,3409	-3,3657	-4,6560
Maximum	3,1513	1,0625	0,1258	1,4720	1,7064	0,4062
Standardabweichung	1,1090	0,9784	0,7453	1,1410	1,0679	1,0751
Anzahl der Fonds mit einem positiven Alpha	25	4	2	5	12	2
Anzahl der Fonds mit einem negativen Alpha	10	62	33	30	54	33
Anzahl der Fonds mit einem signifikant größeren Alpha bei einem Signifikanzniveau von 5%	3	0	0	0	0	0
Anzahl der Fonds mit einem signifikant kleineren Alpha bei einem Signifikanzniveau von 5%	1	29	7	9	11	18
Durchschnitt (γ -Koeffizienten)	-0,0164	0,1173	0,0178	-0,0232	0,2184	0,1886
Minimum	-0,8349	-0,8541	-0,4813	-0,4933	-0,4224	-0,1338
Maximum	0,7898	0,8273	0,5694	0,5701	0,7096	0,6132
Standardabweichung	0,4019	0,3458	0,2531	0,2729	0,2197	0,1652
Durchschnitt (t-Wert)	-0,0826	0,4586	0,0006	-0,1631	1,2315	1,2221
Minimum	-1,6402	-2,4023	-2,1178	-2,9384	-2,0963	-1,7716
Maximum	1,6426	3,1336	2,2561	2,2685	3,7398	3,4029
Standardabweichung	0,7354	1,1406	1,0905	1,0946	1,1874	1,1842
Anzahl der Fonds mit einem positiven γ -Koeffizienten	17	48	17	15	56	31
Anzahl der Fonds mit einem negativen γ -Koeffizienten	18	18	18	20	10	4
Anzahl der Fonds mit einem signifikant positiven γ -Koeffizienten bei einem Signifikanzniveau von 5%	0	4	1	1	14	7
Anzahl der Fonds mit einem signifikant negativen γ -Koeffizienten bei einem Signifikanzniveau von 5%	0	1	2	2	1	0
Durchschnitt (Beta-Faktor)	1,0309	1,1310	1,0963	0,8663	0,9173	0,8982
Korrelation zwischen Alpha und γ -Koeffizienten	-0,6165	-0,2771	-0,2160	-0,5313	-0,3209	-0,2683

Abbildung 4: Statistikübersicht des Treynor-Mazuy-Maßes, Standardfehler nach Newey/West

Betrachtet man die Selektionsfähigkeiten der Fondsmanager bei Verwendung des DAFOX als Referenzindex, zeigen sich nur in der ersten Analyseperiode (AP1) von 1991 bis 1997 wenige signifikant positive Alphas. In den beiden anderen Perioden lässt sich jedoch eine Vielzahl von Fonds mit signifikant negativen Selektionsfähigkeiten beobachten. Rund 44 Prozent der Fonds weisen in der zweiten Analyseperiode ein auf dem 5-Prozent-Niveau signifikant negatives Alpha auf. Beim Timing zeigen sich je nach Untersuchungszeitraum leicht unterschiedliche Ergebnisse, wobei sich insgesamt nur selten signifikante Timingfähigkeiten nachweisen lassen.

Verwendet man als Vergleichsmaßstab den DAX, weist in allen drei Untersuchungsperioden keiner der analysierten Fonds ein signifikant positives Alpha auf. Signifikant negative Selektionsfähigkeiten

der Fondsmanager lassen sich dagegen in allen drei Perioden identifizieren. Beim wesentlich enger gefassten DAX weisen die untersuchten Fonds vor allem in der von besonders starken Kursrückgängen geprägten zweiten Teilperiode und im Gesamtzeitraum von 1991 bis 2004 positive Timingfähigkeiten auf. Allerdings ergibt sich hier eine negative Korrelation zwischen den geschätzten Alpha- und Gamma-Werten. Fonds mit einem vergleichsweise hohen Alpha weisen deshalb tendenziell besonders kleine Gamma-Werte auf. Deshalb schlagen auch die Fonds mit positiven Timingfähigkeiten die Benchmark nicht.

4.1.2. Henriksson-Merton-Ansatz

In der Abbildung 5 sind die Ergebnisse für die beiden Referenzindizes auf Basis des Dummy-Variablen-Ansatzes von Henriksson/Merton dargestellt.

	AP 1 1991 - 1997	AP 2 1998 - 2004	AP 1 - 2 1991 - 2004	AP 1 1991 - 1997	AP 2 1998 - 2004	AP 1 - 2 1991 - 2004
	DAFOX			DAX		
Anzahl der untersuchten Fonds	35	66	35	35	66	35
Durchschnitt (Alpha der Fonds)	-0,0595%	-0,1605%	-0,1924%	-0,1605%	-0,2248%	-0,2402%
Minimum	-0,4358%	-1,0794%	-0,7639%	-0,5701%	-1,1686%	-0,6993%
Maximum	0,3986%	1,0257%	0,4660%	0,2362%	0,5141%	0,1599%
Standardabweichung	0,1866%	0,3675%	0,2266%	0,1895%	0,3114%	0,1973%
Durchschnitt (t-Wert)	-0,2937	-0,4846	-0,9570	-0,9219	-0,6837	-1,3820
Minimum	-2,1708	-3,4929	-3,9823	-3,8272	-3,6442	-6,4969
Maximum	1,1995	1,4235	1,1287	1,1498	1,3965	0,6313
Standardabweichung	0,7498	0,8592	0,9838	0,9633	0,8321	1,2995
Anzahl der Fonds mit einem positiven Alpha	13	15	6	6	12	4
Anzahl der Fonds mit einem negativen Alpha	22	51	29	29	54	31
Anzahl der Fonds mit einem signifikant größeren Alpha bei einem Signifikanzniveau von 5%	0	0	0	0	0	0
Anzahl der Fonds mit einem signifikant kleineren Alpha bei einem Signifikanzniveau von 5%	1	2	3	4	3	11
Durchschnitt (γ -Koeffizienten)	-0,0025	0,0044	-0,0001	0,0000	0,0034	0,0027
Minimum	-0,0116	-0,0106	-0,0081	-0,0077	-0,0066	-0,0039
Maximum	0,0058	0,0155	0,0087	0,0058	0,0224	0,0101
Standardabweichung	0,0035	0,0053	0,0039	0,0031	0,0045	0,0034
Durchschnitt (t-Wert)	-0,6031	0,5809	-0,0785	-0,0108	0,5871	0,8544
Minimum	-2,1098	-1,5978	-2,3245	-1,6401	-0,7759	-1,0108
Maximum	1,1352	1,8464	1,6942	1,2625	2,6678	3,5758
Standardabweichung	0,7373	0,7189	0,9076	0,8300	0,7190	1,0720
Anzahl der Fonds mit einem positiven γ -Koeffizienten	7	54	17	17	56	28
Anzahl der Fonds mit einem negativen γ -Koeffizienten	28	12	18	18	10	7
Anzahl der Fonds mit einem signifikant positiven γ -Koeffizienten bei einem Signifikanzniveau von 5%	0	0	0	0	3	5
Anzahl der Fonds mit einem signifikant negativen γ -Koeffizienten bei einem Signifikanzniveau von 5%	1	0	1	0	0	0
Durchschnitt (Beta-Faktor)	1,0544	1,1002	1,0963	0,8665	0,9195	0,9044
Korrelation zwischen Alpha und γ -Koeffizienten	0,7752	0,7228	0,8546	-0,7570	-0,6511	-0,8039

Abbildung 5: Statistikübersicht des Henriksson-Merton-Maßes, Standardfehler nach Newey/West

Verwendet man beim Henriksson/Merton-Ansatz den DAFOX als Referenzindex, so lassen sich in keinem Untersuchungszeitraum signifikant positive Selektionsfähigkeiten auf dem 5-Prozent-Niveau feststellen. Jedoch können wenige signifikant negative Alphas beobachtet werden. Beim Timingkoeffizient γ_p^{HM} zeigt sich, dass besonders in der Baisse-Periode von 1998 bis 2004 über 80 Prozent der Aktieninvestmentfonds einen positiven Wert aufweisen, der allerdings nie signifikant ist. Auch in den beiden anderen Perioden sind keine signifikant positiven Timingfähigkeiten zu identifizieren.

Bei den Ergebnissen auf Basis des Ansatzes von Henriksson/Merton zeigt sich durchaus eine gewisse Sensitivität gegenüber der Wahl der Benchmark. Zwar können den Fondsmanagern bei Verwendung des wesentlich enger gefassten DAX wiederum keine signifikant positiven Fähigkeiten bei der Titelauswahl bescheinigt werden, jedoch fällt die Anzahl der Fonds mit einem signifikant negativen Alpha wesentlich größer aus. Können bei der Verwendung des DAFOX als Referenzindex nahezu keine signifikanten Timingwerte nachgewiesen werden, so deuten die Ergebnisse bei Verwendung des DAX als Benchmark darauf hin, dass wenige Fondsmanager in der von besonders starken Kursrückgängen der DAX-Werte geprägten zweiten Teilperiode und im Gesamtbetrachtungszeitraum durchaus über Timingfähigkeiten verfügen. Allerdings zeigt die deutlich negative ausgeprägte Korrelation zwischen den geschätzten Alpha- und Gamma-Werten, dass die wenigen Fondsmanager mit Timingfähigkeiten im Allgemeinen die Benchmark insgesamt nicht outperformen.

4.2. Performance-Messung basierend auf alternativen Risikomaßen

Zunächst werden die Performancemaße aus Kapitel 2.2 für die verschiedenen Investmentfonds berechnet. Die Berechnungen der Performancemaße auf Basis des Value at Risk werden mit einem Konfidenzniveau von 99 Prozent durchgeführt. Zum Vergleich mit den klassischen Performancemaßen berechnen wir außerdem für jeden Fonds die Sharpe- und Treynor-Ratio. Anschließend wird für jedes Performancemaß eine Rangfolge der Investmentfonds gebildet und die Rangkorrelation mithilfe des Rangkorrelationskoeffizienten nach Spearman ermittelt.

In der nachfolgenden Abbildung 6 sind die Rangkorrelationen zwischen den analysierten Performancemaßen aufgeführt.

		AP 1 1991 - 1997					
	Sharpe-Ratio	Excess Return on Value at Risk	Modified Sharpe-Ratio	Omega	Sortino-Ratio (SOR)	Kappa 3 (K3)	
Sharpe-Ratio	1,0000						
Excess Return on Value at Risk	0,9989	1,0000					
Modified Sharpe-Ratio	0,9563	0,9552	1,0000				
Omega	0,9515	0,9588	0,9028	1,0000			
Sortino-Ratio (SOR)	0,9524	0,9566	0,9490	0,9762	1,0000		
Kappa 3 (K3)	0,9263	0,9294	0,9658	0,9342	0,9838	1,0000	

		AP 2 1998 - 2004					
	Sharpe-Ratio	Excess Return on Value at Risk	Modified Sharpe-Ratio	Omega	Sortino-Ratio (SOR)	Kappa 3 (K3)	
Sharpe-Ratio	1,0000						
Excess Return on Value at Risk	1,0000	1,0000					
Modified Sharpe-Ratio	0,9945	0,9945	1,0000				
Omega	0,9916	0,9916	0,9813	1,0000			
Sortino-Ratio (SOR)	0,9915	0,9915	0,9820	0,9995	1,0000		
Kappa 3 (K3)	0,9917	0,9917	0,9832	0,9992	0,9997	1,0000	

		AP 1 - 2 1991 - 2004					
	Sharpe-Ratio	Excess Return on Value at Risk	Modified Sharpe-Ratio	Omega	Sortino-Ratio (SOR)	Kappa 3 (K3)	
Sharpe-Ratio	1,0000						
Excess Return on Value at Risk	1,0000	1,0000					
Modified Sharpe-Ratio	0,9961	0,9961	1,0000				
Omega	0,9776	0,9776	0,9737	1,0000			
Sortino-Ratio (SOR)	0,9779	0,9779	0,9779	0,9936	1,0000		
Kappa 3 (K3)	0,9613	0,9613	0,9667	0,9826	0,9938	1,0000	

Abbildung 6: Rangkorrelationen zwischen den Performancemaßen

Betrachtet man die Korrelationskoeffizienten zwischen den verschiedenen Performancemaßen in den beiden Analyseperioden und im Gesamtzeitraum, so können wir eine sehr hohe Korrelation feststellen. Dies deutet darauf hin, dass bei den analysierten Investmentfonds die Auswahl des Risikomaßes für die Beurteilung der Fondsperformance eine untergeordnete Rolle spielt. Besonders ausgeprägt ist die Korrelation im Analysezeitraum von 1998 bis 2004 mit einem durchschnittlichen Korrelationskoeffizienten von 0,9922. Verwendet man statt der Sharpe-Ratio die Treynor-Ratio, so ändern sich die Ergebnisse faktisch nicht.¹

Weist der deutsche Aktienmarkt nur eine geringe Effizienz auf oder verfügen bestimmte Fondsmanager über besondere Fähigkeiten, dann müssten sich bei der Performance persistente Rankings ergeben. Die in Abbildung 7 dargestellten Korrelationsergebnisse geben eine Antwort darauf, ob es einen zeitlichen Zusammenhang zwischen den Performanceergebnissen gibt. Sie zeigen, dass nahezu keine Persistenz der Performanceergebnisse erkennbar ist. Abbildung 7 verdeutlicht zudem, dass die Unabhängigkeitshypothese bei keinem einzigen Performancemaß abgelehnt werden kann. Die Performance im Zeitablauf scheint sich also rein zufällig zu entwickeln. Berechnet man zudem die verschiedenen Performancemaße für den DAFOX, schneiden die allermeisten Fonds schlechter als die Benchmark ab. Beispielsweise übertrifft der DAFOX für den Gesamtzeitraum mindestens 90 Prozent der Fonds bei allen Performancekennzahlen.

¹ Diese Ergebnisse sind hier nicht dargestellt, können aber von den Autoren jederzeit bezogen werden.

	Spearman's rho	Prob > t
Sharpe-Ratio	-0,0779	0,6566
Excess Return on Value at Risk	-0,0650	0,7107
Modified Sharpe-Ratio	-0,0347	0,8430
Omega	-0,0039	0,9822
Sortino-Ratio (SOR)	0,0224	0,8983
Kappa 3 (K_3)	0,0118	0,9465

Abbildung 7: Rangkorrelationen im Zeitablauf

4.3. Robustheit der Ergebnisse

Da die ermittelten Untersuchungsergebnisse lediglich für den gewählten Untersuchungszeitraum und die gewählten Parameter, wie beispielsweise die Mindestrendite, gültig sind, ist es wichtig, dass man diese auf Robustheit überprüft.

4.3.1. Variation des Untersuchungszeitraums

Bei der bisherigen Analyse wurde der Zeitraum von 1991 bis 2004 in zwei Analyseperioden von jeweils sieben Jahren unterteilt. Um den Untersuchungszeitraum zu variieren, wird er nun in drei Analyseperioden gegliedert. An dieser Stelle ist anzumerken, dass diese drei Zeitabschnitte drei unterschiedliche Marktphasen widerspiegeln. Während die AP 1 von 1991 bis 1994 von einer Seitwärtsbewegung des Marktes geprägt war, waren in der AP 2 von 1995 bis 1999 große Kurssteigerungen zu beobachten. Im Betrachtungszeitraum von 2000 bis 2004 (AP 3) litt der Markt sehr stark unter den Kursrückgängen.

Betrachtet man die Rangkorrelationskoeffizienten der verschiedenen Performancemaße in Abbildung 8, zeigen sich nur geringfügige Unterschiede. Dies wird insbesondere beim Vergleich der Mittelwerte der Korrelationskoeffizienten deutlich. Bei der Unterteilung des Gesamtbetrachtungszeitraums in zwei Perioden lag der Durchschnitt mindestens bei 0,9531 (AP 1), bei der Drei-Perioden-Betrachtung mindestens bei 0,9475 (AP 1).

AP 1 1991 - 1994						
Sharpe-Ratio	Excess Return on Value at Risk	Modified Sharpe-Ratio	Omega	Sortino-Ratio (SOR)	Kappa 3 (K3)	
1,0000						
1,0000	1,0000					
0,9992	0,9992	1,0000				
0,9252	0,9252	0,9227	1,0000			
0,9373	0,9373	0,9359	0,9952	1,0000		
0,9359	0,9359	0,9356	0,9863	0,9955	1,0000	

AP 2 1995 - 1999						
Sharpe-Ratio	Excess Return on Value at Risk	Modified Sharpe-Ratio	Omega	Sortino-Ratio (SOR)	Kappa 3 (K3)	
1,0000						
0,9994	1,0000					
0,9490	0,9479	1,0000				
0,9342	0,9389	0,8866	1,0000			
0,9546	0,9571	0,9653	0,9499	1,0000		
0,9269	0,9289	0,9812	0,9070	0,9849	1,0000	

AP 3 2000 - 2004						
Sharpe-Ratio	Excess Return on Value at Risk	Modified Sharpe-Ratio	Omega	Sortino-Ratio (SOR)	Kappa 3 (K3)	
1,0000						
1,0000	1,0000					
0,9796	0,9801	1,0000				
0,9846	0,9844	0,9499	1,0000			
0,9933	0,9935	0,9762	0,9920	1,0000		
0,9904	0,9907	0,9850	0,9850	0,9968	1,0000	

Abbildung 8: Rangkorrelationen zwischen den Performancemaßen

Bei der Unterteilung in drei Perioden konnte ebenfalls keine Persistenz der Performance festgestellt werden (Abbildung 9). Die Werte unterscheiden sich zwar bei vereinzelt Performancemaßen gegenüber den zuvor ermittelten Werten, liegen jedoch immer noch sehr nahe bei Null. Bei keinem Performancemaß konnte deshalb die Unabhängigkeitshypothese verworfen werden.

AP 1 & AP 2		
Spearman's rho	Prob > t	
0,0202	0,9084	
0,0115	0,9478	
0,0246	0,8882	
0,1230	0,4816	
0,1353	0,4384	
0,1249	0,4746	

AP 2 & AP 3		
Spearman's rho	Prob > t	
0,0286	0,8706	
0,0389	0,8243	
-0,1300	0,4568	
0,1384	0,4279	
-0,0350	0,8417	
-0,0891	0,6109	

Abbildung 9: Korrelationen im Zeitablauf

4.3.2. Variation verschiedener Parameter

Bei der Berechnung der LPM-basierten Performancemaße ist die Vorgabe einer Ziel- bzw. Mindestrendite notwendig. Bisher wurde eine Mindestrendite von 0,00 Prozent unterstellt. Betrachtet man die Ergebnisse (Abbildung 10) bei einer vorgegebenen Mindestrendite von 2,00 Prozent, lässt

sich ein geringer Anstieg der durchschnittlichen Rangkorrelationskoeffizienten zwischen den jeweiligen Performancemaßen feststellen.

		AP 1 1991 - 1997					
	Sharpe-Ratio	Excess Return on Value at Risk	Modified Sharpe-Ratio	Omega	Sortino-Ratio (SOR)	Kappa 3 (K3)	
Sharpe-Ratio	1,0000						
Excess Return on Value at Risk	0,9989	1,0000					
Modified Sharpe-Ratio	0,9563	0,9552	1,0000				
Omega	0,9647	0,9706	0,9162	1,0000			
Sortino-Ratio (SOR)	0,9622	0,9655	0,9611	0,9759	1,0000		
Kappa 3 (K ₃)	0,9459	0,9479	0,9810	0,9412	0,9880	1,0000	

		AP 2 1998 - 2004					
	Sharpe-Ratio	Excess Return on Value at Risk	Modified Sharpe-Ratio	Omega	Sortino-Ratio (SOR)	Kappa 3 (K3)	
Sharpe-Ratio	1,0000						
Excess Return on Value at Risk	1,0000	1,0000					
Modified Sharpe-Ratio	0,9945	0,9945	1,0000				
Omega	0,9985	0,9985	0,9902	1,0000			
Sortino-Ratio (SOR)	0,9987	0,9987	0,9923	0,9993	1,0000		
Kappa 3 (K ₃)	0,9987	0,9987	0,9952	0,9980	0,9991	1,0000	

		AP 1 - 2 1991 - 2004					
	Sharpe-Ratio	Excess Return on Value at Risk	Modified Sharpe-Ratio	Omega	Sortino-Ratio (SOR)	Kappa 3 (K3)	
Sharpe-Ratio	1,0000						
Excess Return on Value at Risk	1,0000	1,0000					
Modified Sharpe-Ratio	0,9961	0,9961	1,0000				
Omega	0,9919	0,9919	0,9894	1,0000			
Sortino-Ratio (SOR)	0,9849	0,9849	0,9852	0,9972	1,0000		
Kappa 3 (K ₃)	0,9807	0,9807	0,9852	0,9913	0,9966	1,0000	

Abbildung 10: Rangkorrelation zwischen den Performancemaßen

Bei der periodenübergreifenden Betrachtung (Abbildung 11) zeigt sich, dass sich die Werte von Spearman's rho bei den Performancemaßen Omega, Sortino-Ratio und Kappa 3 weiter dem Null-Wert angenähert haben. Wie bei den bisherigen Ergebnissen beobachtet, kann bei keinem Performancemaß die Nullhypothese zugunsten der Gegenhypothese abgelehnt werden. Auch bei Verwendung der jährlichen Inflationsrate als Mindestrendite ändern sich die Ergebnisse in Abbildung 10 und Abbildung 11 nicht nennenswert.

	Spearman's rho	Prob > t
Sharpe-Ratio	-0,0779	0,6566
Excess Return on Value at Risk	-0,0650	0,7107
Modified Sharpe-Ratio	-0,0347	0,8430
Omega	0,0073	0,9669
Sortino-Ratio (SOR)	0,0045	0,9796
Kappa 3 (K ₃)	0,0045	0,9796

Abbildung 11: Rangkorrelationen im Zeitablauf

Verwendet man für die Berechnung der Performancemaße auf Basis des Value at Risk ein Konfidenzniveau von 95 Prozent statt 99 Prozent, so ändern sich die Ergebnisse und Interpretationen ebenfalls nicht. Ersetzt man bei der empirischen Analyse den Zinssatz für Dreimonatsgelder durch den Zinssatz für Einmonatsgelder, hat das wiederum keinen Einfluss auf die Untersuchungsergebnisse.

5. Zusammenfassung

Portfoliomanager können eine überdurchschnittliche Performance mit Selektions- und Timingaktivitäten erreichen. Traditionelle Ansätze zur Performanceanalyse, wie das Jensen-Alpha, fokussieren jedoch auf Selektionsfähigkeiten. Um nachzuweisen, ob die Performance durch Fähigkeiten bei der Titelauswahl oder bei der Einschätzung der Gesamtmarktentwicklung erlangt wurde, sind weiterführende Ansätze notwendig, wie der Dummy-Variablen-Regressionsansatz von Henriksson/Merton oder der quadratische Regressionsansatz von Treynor/Mazuy.

Unsere empirische Analyse von 66 Investmentfonds mit dem Anlageschwerpunkt Deutschland zeigt, dass die Fondsmanager in allen analysierten Perioden über nahezu keinerlei Fähigkeiten bei der Titelauswahl verfügen. Bei der Analyse der Timingfähigkeiten lässt sich eine gewisse Abhängigkeit von der Marktphase feststellen. Während in der ersten Teilperiode kaum Fähigkeiten beim Timing nachweisbar waren, lassen sich in der vom Abwärtstrend geprägten zweiten Teilperiode durchaus solche Fähigkeiten beobachten. Ein Grund für dieses Ergebnis könnte in der Haltung einer größeren Barliquidität in abwärtsgerichteten Börsenphasen liegen. Allerdings ergeben sich signifikante Timingfähigkeiten fast ausschließlich bei der Verwendung des DAX als Referenzindex. Außerdem weisen gerade die Fonds mit signifikant positiven Timingfähigkeiten eher negative Selektionsfähigkeiten auf.

Bei den Ergebnissen der empirischen Untersuchung muss zudem berücksichtigt werden, dass aufgrund des Survivorship-Bias sowie der Brutto- bzw. Bardividendenproblematik die Resultate der Fonds zu positiv erscheinen. Eine Berücksichtigung dieser Verzerrungen würde die Performanceergebnisse der Fonds nochmals verschlechtern.

In der Forschung und in der Praxis wird immer wieder Kritik an den auf dem traditionellen Portfoliomodell von Markowitz basierenden Performancemaßen geübt, weil diese auf einem schwankungsorientierten Risikomaß in Form der Varianz fußen. Deshalb stellt diese Arbeit Performancemaße vor, die die Gefahr des Unterschreitens einer bestimmten Zielgröße berücksichtigen. Zugleich analysiert die Arbeit, ob die Wahl des Performancemaßes einen Einfluss auf die Beurteilung der Fonds hat. Die Ergebnisse zeigen, dass keine nennenswerten Unterschiede beim Ranking festzustellen sind. Die ermittelten Rangkorrelationswerte zwischen den verschiedenen Performancemaßen liegen immer über 0,94. Deshalb besitzt die Wahl des Performancemaßes nur einen marginalen Einfluss auf das Ranking.

Des Weiteren prüfen wir, ob es einen zeitlichen Zusammenhang beim Ranking gibt. Die Ergebnisse zeigen eindrucksvoll, dass ein gutes Ranking keine Rückschlüsse auf die zukünftige Entwicklung der Investmentfonds zulässt. Die ermittelten Rangkorrelationskoeffizienten lagen hierbei nahe Null und die Unabhängigkeitshypothese konnte in keinem einzigen Fall abgelehnt werden.

6. Anhang

6.1. Deskriptive Statistik der Fondsrenditen

	AP 1 1991 - 1997	AP 2 1998 - 2004	AP 1 - 2 1991 - 2004
Anzahl der untersuchten Fonds	35	66	35
Mittelwert	1,12802	-0,04960	0,56136
Standardabweichung	4,42846	7,46465	6,11140
Schiefe	-0,33750	-0,51882	-0,65164
Exzess	3,79416	4,30822	5,23071

Abbildung 12: Deskriptive Statistik der Fondsrenditen bei der Unterteilung in 2 Analyseperioden

	AP 1 1991 - 1994	AP 2 1995 - 1999	AP 3 2000 - 2004
Anzahl der untersuchten Fonds	35	35	66
Mittelwert	0,62503	1,86213	-0,75486
Standardabweichung	3,82572	5,97589	7,39751
Schiefe	-0,03699	-0,69839	-0,50161
Exzess	2,52251	4,61370	4,79525

Abbildung 13: Deskriptive Statistik der Fondsrenditen bei der Unterteilung in 3 Analyseperioden

6.2. Test auf Normalverteilung der Fondsrenditen

Mit dem SK-Test kann die Güte der Anpassung einer empirischen Verteilung an eine Normalverteilung überprüft werden. Die Prüfgröße errechnet sich aus der geschätzten Schiefe und Kurtosis. Bei einer Normalverteilung beträgt die Schiefe null und die Kurtosis drei. Gilt die Nullhypothese der Normalverteilung, so ist die Testgröße χ^2 -verteilt.

Die Markierung * bzw. ** bei den Testwerten in den nachfolgenden Tabellen bedeuten eine Signifikanz auf dem 10 Prozent- bzw. 5 Prozentniveau.

Fonds-Nr.	WKN	AP 1	AP 2	AP 1 - 2
		1991 - 1997	1998 - 2004	1991 - 2004
		Testwert	Testwert	Testwert
1	588766		10,7954 **	
2	608508		8,1681 **	
3	847101	5,1922 *	6,1695 **	13,4341 **
4	847103	6,2260 **	7,7071 **	20,9135 **
5	847108	3,7586	4,4032	14,1074 **
6	847122	3,3376	7,2940 **	21,8357 **
7	847136	5,7661 *	3,6597	15,2697 **
8	847143		6,3833 **	
9	847160	5,2954 *	5,3185 *	15,3147 **
10	847347	5,5445 *	9,0103 **	22,3349 **
11	847400	4,8322 *	5,7057 *	15,7481 **
12	847405	6,1023 **	6,5708 **	19,7138 **
13	847428		3,5597	
14	847450	4,0536	6,3540 **	15,0476 **
15	847500	4,5817	8,7693 **	19,7295 **
16	847501	3,1826	8,9723 **	19,4729 **
17	847506	0,9756	11,4802 **	28,3319 **
18	847516	1,9876	5,8620 *	15,4094 **
19	847628		6,7420 **	
20	847656	6,3336 **	5,4277 *	13,7647 **
21	847770	5,5714 *	10,2100 **	24,8518 **
22	847805	4,1932	8,6775 **	24,8530 **
23	847817		8,4420 **	
24	847910	5,9075 *	8,4339 **	20,8399 **
25	847928	5,6658 *	7,4985 **	21,0292 **
26	848046		4,8157 *	
27	848073	4,9907 *	6,5514 **	17,0714 **
28	848112		5,3113 *	
29	848348	5,5032 *	5,8369 *	17,2614 **
30	848465		8,3331 **	
31	848511	1,8355	5,7262 *	14,5356 **
32	848536		6,5072 **	
33	848550	4,6307 *	5,1526 *	16,1146 **
34	848638		8,3344 **	
35	848820	4,3658	7,7952 **	18,3554 **
36	848980	5,1554 *	7,6557 **	22,4209 **
37	849000	6,2785 **	7,6183 **	20,3448 **
38	849072		10,9613 **	
39	849096		4,7041 *	
40	849100	5,5933 *	8,0165 **	21,0749 **
41	849123	3,5205	9,6536 **	27,1033 **
42	970163	2,1630	11,2245 **	23,0994 **
43	971434	5,8515 *	12,3087 **	28,5991 **
44	971817		14,4763 **	
45	971849		10,4163 **	
46	972259		7,3640 **	
47	972849	0,4298	2,3984	8,2943 **
48	973020		13,6423 **	
49	973283	3,0378	9,3057 **	22,1463 **
50	973684		6,7847 **	
51	974279		11,1758 **	
52	974561		7,6858 **	
53	974587		6,4319 **	
54	975001		8,1742 **	
55	975011		7,9802 **	
56	975223		10,6387 **	
57	975230	5,6515 *	7,9850 **	21,5873 **
58	975271		7,5310 **	
59	975411	6,4624 **	4,8026 *	14,3235 **
60	975682		12,1166 **	
61	976320		4,6396 *	
62	976529	2,2092	4,5229	12,2246 **
63	976950		6,7200 **	
64	986001		16,3185 **	
65	986413		11,5727 **	
66	987090		10,6291 **	

Abbildung 14: Test auf Normalverteilung bei der Unterteilung in 2 Analyseperioden

Fonds-Nr.	WKN	AP 1	AP 2	AP 3
		1991 - 1994	1995 - 1999	2000 - 2004
		Testwert	Testwert	Testwert
1	588766			9,1085 **
2	608508			8,6216 **
3	847101	0,8068	8,4072 **	5,3930 *
4	847103	0,8300	7,2771 **	6,9015 **
5	847108	1,7816	8,8131 **	4,2724
6	847122	0,4420	10,0064 **	5,7709 *
7	847136	0,5505	8,0619 **	3,7897
8	847143			5,8481 *
9	847160	0,7385	5,4954 *	6,1476 **
10	847347	0,6976	9,0106 **	8,7113 **
11	847400	2,6143	8,3827 **	5,9148 *
12	847405	1,8225	14,3077 **	4,5415
13	847428			4,0210
14	847450	1,1140	7,7140 **	6,3696 **
15	847500	1,8246	7,8804 **	8,1772 **
16	847501	2,5696	9,3266 **	8,3600 **
17	847506	1,3411	11,9043 **	9,8387 **
18	847516	0,5686	3,4955	5,5732 *
19	847628			5,3188 *
20	847656	2,0161	8,3486 **	5,9059 *
21	847770	1,3313	9,4626 **	9,6559 **
22	847805	0,8459	9,8529 **	7,6113 **
23	847817			7,9709 **
24	847910	0,3302	8,4372 **	8,3604 **
25	847928	0,9735	7,7123 **	7,2689 **
26	848046			2,0468
27	848073	0,1905	6,9485 **	6,6692 **
28	848112			3,6919
29	848348	0,8150	9,8001 **	5,0178 *
30	848465			8,2038 **
31	848511	0,0982	9,9379 **	4,8547 *
32	848536			5,7342 *
33	848550	0,4950	6,6430 **	5,6644 *
34	848638			8,2111 **
35	848820	0,5260	8,6098 **	7,0562 **
36	848980	0,5518	9,5845 **	6,9776 **
37	849000	1,4376	8,6706 **	7,5506 **
38	849072			13,7256 **
39	849096			3,0527
40	849100	0,6172	10,5759 **	7,1408 **
41	849123	0,0213	12,9840 **	7,3853 **
42	970163	0,1387	10,8218 **	9,2532 **
43	971434	0,4887	10,8033 **	9,9661 **
44	971817			11,5201 **
45	971849			7,4341 **
46	972259			7,2350 **
47	972849	0,9245	1,2250	4,7246 *
48	973020			10,4726 **
49	973283	0,0045	13,9423 **	7,4255 **
50	973684			6,7817 **
51	974279			9,3079 **
52	974561			5,6799 *
53	974587			6,2980 **
54	975001			6,2372 **
55	975011			7,7471 **
56	975223			10,0429 **
57	975230	1,3976	9,6992 **	7,4522 **
58	975271			4,3188
59	975411	0,3765	7,6720 **	4,6475 *
60	975682			7,2890 **
61	976320			2,0174
62	976529	1,1523	8,0945 **	4,2957
63	976950			6,5766 **
64	986001			13,2104 **
65	986413			8,4751 **
66	987090			8,5565 **

Abbildung 15: Test auf Normalverteilung bei der Unterteilung in 3 Analyseperioden

Literaturverzeichnis

- Bodie, Z., A. Kane und A. J. Marcus (2005), *Investments*, 6th Edition, McGraw-Hill College.
- Bundesverband Investment und Asset Management e.V. (2005), *Steuer-Information 2004 - Steuerliche Behandlung der Erträge ausschüttender und thesaurierender Investmentfonds im Kalenderjahr 2004*, <http://www.bvi.de>.
- Cadsby, C. B. (1986), Performance Hypothesis Testing with the Sharpe and Treynor Measures: A Comment, *Journal of Finance*, Vol. 41, S. 1175 ff.
- Dowd, Kevin (2000), Adjusting for Risk: An Improved Sharpe Ratio, *International Review of Economics and Finance*, Vol. 9, No. 3 S. 209-222.
- Eling, M. und F. Schuhmacher (2006), Hat die Wahl des Performancemaßes einen Einfluss auf die Beurteilung von Hedgefonds-Indizes?, *Kredit und Kapital*, Nr. 3, S. 419 – 454.
- Elton, E. J., M. J. Gruber und C. R. Blake (1996), Survivorship Bias and Mutual Fund Performance, *The Review of Financial Studies*, Vol. 9, S. 1097 – 1120.
- Fama, E. F. und K. R. French (1993), Common Risk Factors in the Return on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, S. 3 – 56.
- Favre, L. und J.-A. Galeano (2002), Mean-Modified Value-at-Risk Optimization with Hedge Funds, *The Journal of Alternative Investments*, Vol. 5, No. 2, Fall, S. 21 – 25.
- Favre, L. und A. Singer (2002), The Difficulties in Measuring the Benefits of Hedge Funds, *The Journal of Alternative Investments*, Vol. 5, No. 1, S. 31 – 42.
- Ferson, W. E. und R. W. Schadt (1996), Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions, *Journal of Finance* 51, 425-461.
- Göppl, H. und H. Schütz (1995), Die Konzeption eines Deutschen Aktienindex für Forschungszwecke (DAFOX), Diskussionspapier Nr. 162 – Kurzfassung für WorldWideWeb, <http://www.uni-karlsruhe.de>.
- Gregoriou, G. N. und J.-P. Gueyie (2003), Risk-Adjusted Performance of Funds of Hedge Funds Using a Modified Sharpe Ratio, *The Journal of Alternative Investments*, Vol. 6, No. 3, Winter, S. 77-83.
- Griese K. und A. Kempf (2001), Ist Bescheidenheit eine Zier? - Ein empirischer Vergleich der Anlageerfolge in aktiven und passiven Aktienfonds, www.wiso.uni-koeln.de/dgf/paper/87.pdf.
- Grinblatt, M. und S. Titman (1989), Portfolio Performance Evaluation: Old Issues and New Insights, *Review of Financial Studies*, Vol. 2, S. 393 – 421.
- Henriksson, R. D. und R. C. Merton (1981), On Market Timing and Investment Performance. II Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills, *Journal of Business*, Vol. 54, S. 513 – 533.
- Henriksson, R. D. (1984), Market Timing and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation, *Journal of Business*, Vol. 57, S. 73 – 96.

- Jobson, J. D. und B. Korkie (1981), Performance Hypothesis Testing with the Sharpe and Treynor Measures, *Journal of Finance*, Vol. 36, S. 889 – 908.
- Jorion, P. (2000), Value at Risk, 2nd ed., McGraw-Hill.
- Kaplan, P. D. und J. A. Knowles (2004), Kappa: A Generalized Downside Risk-Adjusted Performance Measure, Working Paper.
- Newey, W. K. und K. D. West, A Simple (1987), Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica*, Vol. 55, S. 703 – 708.
- Pedersen, C. S. und T. Rudholm-Alfvén (2003), Selecting a Risk-Adjusted Shareholder Performance Measure, *Journal of Asset Management*, Vol. 4, No. 3, S. 152 - 172.
- Pfingsten, A., P. Wagner und C. Wolferink (2004), An Empirical Investigation of the Rank Correlation Between Difference Risk Measures, *Journal of Risk*, Vol. 6, No. 4, S. 55 - 74.
- Prather, L. J. und K. L. Middleton (2006), Timing and Selectivity of Mutual Fund Managers: An Empirical Test of the Behavioral Decision-Making Theory, *Journal of Empirical Finance*, Vol. 13, S. 249 – 273.
- Roll, R. (1980), Performance Evaluation and Benchmark Error I, *Journal of Portfoliomanagement* 6, No. 4, S. 5 - 12
- Roll, R. (1981), Performance Evaluation and Benchmark Error II, *Journal of Portfoliomanagement* 7, No. 2, S. 17 – 22.
- Roßbach, P. (1991), Methoden und Probleme der Performance-Messung von Aktienportefeuilles, Frankfurt.
- Scholz, H. (2002), Performanceanalyse von Aktieninvestmentfonds – Eine theoretische Untersuchung externer Performancemaße, Berlin.
- Scholz, H. und M. Wilkens (2004), Risikoadjustierte Performancemessung von Fonds in unterschiedlichen Marktphasen, Working Paper, Version 03. Juni 2004, Katholische Universität Eichstätt-Ingolstadt.
- Shadwick, W. F. und C. Keating (2002), A Universal Performance Measure, *Journal of Performance Measurement*, Vol. 6, No. 3, S. 59 - 84.
- Sharpe, W. F., G. J. Alexander und J. V. Bailey (1999), Investments, 6. Auflage, Upper Saddle River.
- Sortino, F. A. und R. v. d. Meer (1991), Downside Risk, *Journal of Portfolio Management*, Vol. 17, No. 4, S. 27 - 31.
- Stehle, R. und O. Grewe (2001), The Long-Run Performance of German Stock Mutual Funds, Humboldt-Universität zu Berlin, <http://www.wiwi.hu-berlin.de/finance>.
- Treynor, J.L. und K.K. Mazuy (1966), Can Mutual Funds Outguess the Market?, *HBR*, Vol. 44, S. 131 - 136.

White, H. (1980), A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity, *Econometrica*, Vol. 48, S. 817 – 838.

Wittrock, C. (2000), Messung und Analyse der Performance von Wertpapierportfolios – Eine theoretische und empirische Untersuchung, 3. Auflage, Bad Soden.

Wooldridge, J. M. (2000), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*.

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Charakteristische Linien – Henriksson/Merton-Ansatz.....	7
Abbildung 2: Charakteristische Kurve – Treynor/Mazuy-Ansatz	9
Abbildung 3: Kurverlauf des DAX.....	15
Abbildung 4: Statistikübersicht des Treynor-Mazuy-Maßes, Standardfehler nach Newey/West	17
Abbildung 5: Statistikübersicht des Henriksson-Merton-Maßes, Standardfehler nach Newey/West ...	18
Abbildung 6: Rangkorrelationen zwischen den Performancemaßen.....	20
Abbildung 7: Rangkorrelationen im Zeitablauf.....	21
Abbildung 8: Rangkorrelationen zwischen den Performancemaßen.....	22
Abbildung 9: Korrelationen im Zeitablauf.....	22
Abbildung 10: Rangkorrelation zwischen den Performancemaßen.....	23
Abbildung 11: Rangkorrelationen im Zeitablauf.....	23
Abbildung 12: Deskriptive Statistik der Fondsrenditen bei der Unterteilung in 2 Analyseperioden	25
Abbildung 13: Deskriptive Statistik der Fondsrenditen bei der Unterteilung in 3 Analyseperioden	25
Abbildung 14: Test auf Normalverteilung bei der Unterteilung in 2 Analyseperioden.....	26
Abbildung 15: Test auf Normalverteilung bei der Unterteilung in 3 Analyseperioden.....	27

Bisher erschienene Weidener Diskussionspapier

- 1 “Warum gehen die Leute in die Fußballstadien? Eine empirische Analyse der Fußball-Bundesliga von Horst Rottmann und Franz Seitz
- 2 “Explaining the US Bond Yield Conundrum“ von Harm Bandholz, Jörg Clostermann und Franz Seitz
- 3 “Employment Effects of Innovation at the Firm Level” von Horst Rottmann und Stefan Lachenmaier
- 4 “Financial Benefits of Business Process Management” von Helmut Pirzer, Christian Forstner, Wolfgang Kotschenreuther und Wolfgang Renninger