

# Performance-Messung ohne Rückgriff auf kapitalmarkttheoretische Renditeerwartungsmodelle

## Eine Analyse des Anlageerfolges deutscher Aktieninvestmentfonds<sup>1</sup>

Von Carsten Wittrock und Manfred Steiner, Münster

### I. Einleitung

Die Beschäftigung mit der Performance-Messung von Wertpapierportfolios bzw. der Erfolgsbeurteilung der diese Portfolios aktiv verwaltemen Portfoliomanager nimmt seit nunmehr drei Jahrzehnten breiten Raum in der akademischen Literatur ein.<sup>2</sup> Ausgehend von den klassischen Arbeiten von Treynor, Sharpe und Jensen<sup>3</sup> beruhen die darauffolgenden Studien im wesentlichen auf der Grundlage des Capital Asset Pricing Model (CAPM), das als theoretisch fundiertes Bewertungsmodell für Aktien- bzw. Aktienportfolios ein Instrumentarium zur Einbeziehung des Risikos in die Performance-Messung liefert. Die Kritik von Roll an der empirischen Überprüfbarkeit des CAPM sowie den sich daraus ergebenden Konsequenzen für die Performance-Messung führten zu Zweifeln an der Aussagekraft der auf dem CAPM basierenden Performance-

---

<sup>1</sup> Diese Arbeit umfaßt Teilergebnisse des von der Deutschen Forschungsgemeinschaft im Rahmen des Forschungsschwerpunktes „Empirische Kapitalmarktforschung“ geförderten Projektes „Risikobereinigte Performance-Messung“, die auf dem 8. DFG-Kolloquium in Günzburg vorgestellt wurden. Wir danken dem BVI Bundesverband Deutscher Investment-Gesellschaften e.V. für die Überlassung der Fondsdaten und Hermann Göppl für die Übermittlung der DAFOX-Indizes. Für die tatkräftige Unterstützung bei der EDV-technischen Umsetzung statistischer Berechnungen sei Wolfgang Kommissin gedankt. Dem anonymen Referee danken wir für die kritische Durchsicht des Manuskripts und seine konstruktiven Anregungen.

<sup>2</sup> Im folgenden wird unter Performance grundsätzlich der risikobereinigte Anlageerfolg verstanden, der nicht im Rahmen einer auf öffentlichen Informationen beruhenden passiven Anlagestrategie hätte erzielt werden können und insofern auf Umschichtungen innerhalb des aktiv gemanagten Portfolios aufgrund von privater Information bezüglich einzelner Wertpapiere (Selectivity) oder des Gesamtmarktes (Timing) zurückzuführen ist.

<sup>3</sup> Vgl. *Treynor* (1965), *Sharpe* (1966) und *Jensen* (1968, 1969).

Maße.<sup>4</sup> Darüber hinaus wurden weitere Schwachpunkte der bekannten traditionellen Performance-Maße aufgedeckt.<sup>5</sup> Seither hat sich die Forschung auf die Entwicklung von Ansätzen konzentriert, die diese Probleme berücksichtigen.

Neben dem Festhalten an der Gleichgewichtstheoretischen Bewertung von Wertpapieren zur Berechnung des Ertrages, der allein durch das Eingehen bestimmter systematischer Risiken im Rahmen passiver Strategien erwartet werden kann, ist aufgrund der uneindeutigen empirischen Befunde über die Relevanz der dafür erforderlichen kapitalmarkttheoretischen Modelle (CAPM, Arbitrage Pricing Theory)<sup>6</sup> zunehmend auch die Abkoppelung der Performance-Messung von einer Theorie der Wertpapierbewertung und den damit zusammenhängenden Problemen zu beobachten.<sup>7</sup>

Dabei werden vor allem Verfahren vorgeschlagen, die unter Rückgriff auf zusätzliche Daten über die Portfoliostrukturen auf eine ähnliche Vorgehensweise zurückgreifen, wie sie bei der Messung abnormaler Ren-

---

<sup>4</sup> Vgl. *Roll* (1977, 1978).

<sup>5</sup> Dies betrifft insbesondere die Nichtbeachtung der bei Timingaktivitäten der Portfoliomanager resultierenden instationären Betafaktoren der Portfolios. Die traditionellen Performance-Maße gehen sowohl bei ihrer theoretischen Fundierung durch das CAPM als auch durch die APT davon aus, daß die Überschußrenditen der zu bewertenden Portfolios lineare Funktionen der Überschußrenditen der Benchmarkportfolios sind. Dies ist gleichbedeutend mit der Annahme, daß das Portfoliobeta in der Untersuchungsperiode konstant ist. Bei Timing-Aktivitäten der Manager ist dies jedoch nicht mehr der Fall. Dies führt bei der Verwendung der traditionellen Maße zu Verzerrungen in den Ergebnissen, vgl. *Jensen* (1972), *Grant* (1977), *Dybvig/Ross* (1985a). Zu Verfahren der Identifikation bzw. Berücksichtigung von Timingaktivitäten bei der Performance-Messung vgl. *Nowak/Wittrock* (1993), S. 47 ff., *Steiner/Wittrock* (1994), *Wittrock* (1995), S. 85 ff.

<sup>6</sup> Vgl. die wenig erfolgsversprechenden Ergebnisse für den deutschen Kapitalmarkt zuletzt bei *Warfsmann* (1993) für das CAPM und *Nowak/Wittrock* (1994), *Nowak* (1994) für die APT. Letztere testen die APT mit Hilfe vorabspezifizierter makroökonomischer Faktoren, kommen aber zum Ergebnis, daß ein Einsatz der so spezifizierten APT im Rahmen der Performance-Messung aufgrund der Instabilität der Risikoprämien sowie der in Abhängigkeit der gewählten Periode unterschiedlichen Faktoren, die bewertet werden, kaum sinnvoll erscheint. Eher für eine Annahme der APT auf dem deutschen Markt sprechen die Resultate von *Adelberger/Lockert* (1993). Ihre mit Hilfe der Faktorenanalyse extrahierten Faktoren sind jedoch als statistische Konstrukte ökonomisch nicht interpretierbar und weisen insofern für eine Performance-Analyse wenig Aussagekraft auf. Daneben beruhen ihre Ergebnisse bei zum Teil sehr geringen  $R^2$  auf einem wesentlich kleineren Sample, so daß die Repräsentativität der Resultate für den Gesamtmarkt eingeschränkt ist.

<sup>7</sup> Einen Überblick zur Performance-Messung und ihrer historischen Entwicklung geben *Shukla/Trzcinka* (1992), *Grinblatt/Titman* (1992), *Ippolito* (1993), *Wittrock* (1995), S. 171 ff.; vgl. auch *Steiner/Wittrock* (1995).

diten im Rahmen von Ereignisstudien verfolgt wird. Diesen Ansätzen ist gemeinsam, daß sie kein vorab bestimmtes Marktportfolio als Referenzindex benötigen. Vielmehr wird als „Benchmark“ die Rendite eines in seiner Gewichtung mit dem zu beurteilenden Portfolio identisch zusammengesetzten Portfolios in einer der Untersuchungsperiode zeitlich vorangehenden oder nachfolgenden Periode berechnet und von den durch das aktive Management erwirtschafteten Portfoliorenditen subtrahiert.<sup>8</sup> Die Grundidee dieser Ansätze kann darin gesehen werden, daß Wertpapiere, die von informierten Managern im Portfolio gehalten werden, in dieser Zeit eine höhere Rendite abwerfen sollten, als wenn sie nicht Bestandteil des aktiv gemanagten Portfolios sind. Ohne die konkrete Kenntnis der tatsächlichen Portfoliogewichte, die im Rahmen der rein externen Performance-Messung kaum zugänglich sind, sind derartige Verfahren allerdings nicht einsetzbar.<sup>9</sup> Im folgenden wird jedoch lediglich die rein externe Performance-Messung betrachtet, deren einzige Informationsquelle die Renditezeitreihen der Portfolios darstellt.

Der vorliegende Beitrag beschäftigt sich mit den grundlegenden Fragen der Performance-Messung, die sich zusammenfassend mit den Stichworten Benchmarkproblematik, Definition des Risikobegriffes, Informationsasymmetrie zwischen Bewertendem und Bewertetem<sup>10</sup> sowie den damit verbundenen Schwierigkeiten der Identifikation privater Informationen als Voraussetzung superiorer Performance umschreiben lassen.

Mit dem von Grinblatt/Titman vorgeschlagenen Positive Period Weighting Measure (*PW*) wird ein theoretisch fundierter Ansatz aufgegriffen, der den Anspruch erhebt, ohne ein kapitalmarkttheoretisches Renditeerwartungsmodell auszukommen. Darüber hinaus soll mit der stochasti-

---

<sup>8</sup> Vgl. z.B. Cornell (1979), Copeland/Mayers (1982), Grinblatt (1987). Die Beurteilung der Performance auf dieser Grundlage erfolgt dabei durch Ermittlung der Kovarianz zwischen den Portfolioanteilen und den entsprechenden Renditen der Wertpapiere, die für informierte Manager positiv ist und für uninformierte Manager Null beträgt, vgl. Grinblatt/Titman (1993b), Wittrock (1995), S. 152 ff.

<sup>9</sup> Prinzipiell sind Portfoliogewichte im Rahmen externer Analysen aus den Rechenschafts- und Zwischenberichten der Fonds ermittelbar. Ihre Nutzung erscheint jedoch in Anbetracht möglicher Transaktionen innerhalb des damit festgelegten halbjährlichen Meßintervalls problematisch und dürfte im Hinblick auf die damit induzierten Verzerrungen der Performance-Meßergebnisse kaum sinnvoll sein. Schon bei Verfügbarkeit vierteljährlicher Portfoliobestände sind Verzerrungen der Ergebnisse zu erwarten, vgl. den Hinweis bei Grinblatt/Titman (1993b), S. 67 f.

<sup>10</sup> Dies sind im vorliegenden Fall der Investor einerseits und der Portfoliomanager bzw. der Investmentfonds andererseits. Formal betrachtet entspricht dies dem im Rahmen der Agency-Theorie untersuchten Konflikt zwischen Principal und Agent.

schen Dominanz eine Methodik eingesetzt werden, die völlig von der Anwendung kapitalmarkttheoretischer Grundlagen abstrahiert und mit der Berücksichtigung der gesamten Wahrscheinlichkeitsverteilung der Renditen auch eine Abkehr von dem mit der Zugrundelegung des  $\mu/\sigma$ -Prinzips einhergehenden Risikobegriff darstellt.

Beide Verfahren werden empirisch zur Messung der Performance von vornehmlich in deutsche Aktien investierende Investmentfonds eingesetzt. Durch einen Vergleich der Ergebnisse auf der Grundlage dieser Verfahren ist eine Bewertung der mit den kapitalmarkttheoretischen Performance-Maßen erzielten Resultate möglich.<sup>11</sup>

## II. Private Informationen und ihre Identifikation mit relativ $\mu/\sigma$ -effizienten Portfolios

Das gewichtigste Problem bei der Performance-Messung stellt die Frage nach der geeigneten Benchmark und – damit eng im Zusammenhang stehend – die Bestimmung des theoretisch relevanten Risikos dar. Wird, wie in der überwiegenden Mehrheit empirischer Untersuchungen, zur Performance-Messung das CAPM als Renditeerwartungsmodell zugrunde gelegt, ist theoretisch für die Schätzung des systematischen Risikos das sämtliche Vermögensgegenstände enthaltende Marktportfolio erforderlich.<sup>12</sup> Abgesehen von der Problematik der empirischen Bestimmung dieses Portfolios unterliegt jedoch schon die theoretische Inkonsistenz der Performance-Messung mit Hilfe von Gleichgewichtsmodellen der Kritik, da die systematische Erzielung von Überrenditen bei Annahme der Gültigkeit derartiger Modelle grundsätzlich nicht möglich ist.<sup>13</sup> Wäre das Marktportfolio als ex ante effiziente Benchmark meßbar, würde sich eine Performance-Messung deshalb erübrigen, weil alle Wertpapiere bzw. Portfolios gemäß Theorie auf der Wertpapierlinie lägen und deshalb als gleichwertig eingestuft werden müßten. Wird dagegen ein anderer Index als Benchmark verwendet, können Abweichungen von der Wertpapierlinie nur auf ein ineffizientes und damit falsch spezifiziertes Proxy für das Marktportfolio zurückzuführen sein.<sup>14</sup>

---

<sup>11</sup> Zu diesen hier theoretisch nicht weiter erläuterten Verfahren sowie den mit ihrer Anwendung erzielten empirischen Ergebnissen bezüglich der Performance derselben Aktienfonds, die auch in dieser Untersuchung analysiert werden, vgl. im einzelnen *Nowak/Wittrock* (1993), *Nowak/Wittrock* (1994), *Steiner/Wittrock* (1994).

<sup>12</sup> Vgl. *Steiner/Kleeberg* (1991).

<sup>13</sup> Vgl. *Roll* (1978), S. 1060.

<sup>14</sup> Die Sensitivität der Performance von Portfolios gegenüber der Wahl der Benchmark ist sowohl theoretisch als auch empirisch bereits eingehend dokumen-

Darüber hinaus wird die Eignung des CAPM als Benchmark zur Performance-Messung auch aufgrund der in zahlreichen Untersuchungen festgestellten Anomalien in Frage gestellt, da uninformierte Investoren bzw. Manager durch Verfolgen passiver Strategien im Vergleich zur Benchmark als superiore Performer ausgewiesen werden.<sup>15</sup>

Die hier nur kurz angerissene Kritik läßt Zweifel an der Eignung von Performance-Maßen aufkommen, deren theoretisches Fundament auf der Anwendung kapitalmarkttheoretischer Bewertungsmodelle beruht. Ein Bezug zwischen der Performance-Messung und einem Gleichgewichtsmodell wie dem CAPM ist jedoch grundsätzlich nicht erforderlich. Grinblatt/Titman zeigen vielmehr, daß zur Identifikation privater Informationen und der damit einhergehenden superioren Performance die Kenntnis eines relativ  $\mu/\sigma$ -effizienten Portfolios ausreicht, welches, im Gegensatz zum Marktportfolio des CAPM, lediglich die Wertpapiere enthält, die aus der Sicht des Anlegers als handelbar angesehen werden.<sup>16</sup>

Ausgehend von der expliziten Unterscheidung in informierte, d.h. über private Informationen verfügende Investoren, und uninformierte, lediglich öffentliche Informationen besitzende Anleger, nehmen Grinblatt/Titman an, daß die Erwartungswerte, Varianzen und Kovarianzen der Wertpapierüberschußrenditen aus der Sicht der uninformierten Investoren bestimmt werden.<sup>17</sup> Die nur über öffentliche Informationen verfügenden Investoren betrachten die Überschußrenditen der Wertpapiere dabei als im Zeitablauf unabhängige, identisch verteilte Zufallsvariablen. Dies bedeutet, daß die Momente bzw. die durchschnittlichen Renditen und Varianzen der unbedingten Verteilung der Wertpapierrenditen aus der Sicht der uninformierten Investoren konstant sind.<sup>18</sup> Daraus

---

tiert und soll daher nicht weiter ausgeführt werden. Vgl. dazu Roll (1978), Uhlir (1981) sowie einschränkend Dybvig/Ross (1985b). Für empirische Belege vgl. z.B. Lehmann/Modest (1987), Brown/Brown (1987) und bezüglich der Performance deutscher Fonds Nowak/Wittröck (1994). Die mit der Indexwahl (und der Wahl des risikolosen Zinssatzes) verbundene Abweichung der „wahren“ von der geschätzten Wertpapierlinie führt zu Benchmark-Fehlern. Für eine detaillierte Darstellung dieser Benchmark-Fehler und Möglichkeiten ihrer Korrektur vgl. Roll (1980, 1981), Green (1986).

<sup>15</sup> Vgl. Fama/French (1992) sowie den Überblick in Fama (1991). Kritisch zur Relevanz der auf den Kapitalmärkten beobachteten Anomalien für die Konstruktion von Benchmarks im Rahmen der Performance-Messung vgl. Nowak/Wittröck (1994), S. 35 ff., sowie ausführlich Wittröck (1995), S. 67 ff.

<sup>16</sup> Vgl. Grinblatt/Titman (1989), S. 412.

<sup>17</sup> Als Überschußrendite (Excess Return) wird die Wertpapierrendite abzüglich des risikolosen Zinssatzes, dessen Existenz vorausgesetzt wird, bezeichnet.

<sup>18</sup> Dabei bezieht sich der Ausdruck „unbedingt“ auf die Abwesenheit privater Informationen, d.h., die sich aus der Sicht der Uninformierten ergebende Vertei-

folgt, daß uninformierte Anleger im Rahmen einer passiven Anlagestrategie ein durch zeitunabhängige Portfolioanteile gekennzeichnetes Portfolio halten werden, welches in bezug auf ausschließlich öffentliche Informationen  $\mu/\sigma$ -effizient ist.

Die Annahme im Zeitablauf unabhängiger, identisch verteilter Wertpapierrenditen ist restriktiv. Sie läßt sich letztlich nur auf der Grundlage eines Gleichgewichtskonzepts rechtfertigen, so daß auch der Ansatz von Grinblatt/Titman die Gleichgewichtsproblematik keineswegs vollständig umgeht. Bei traditionellen Performance-Maßen wird die Verbindung zu einem Gleichgewichtskonzept durch die konkrete Verwendung von Gleichgewichtsmodellen explizit deutlich. Demgegenüber ist das Gleichgewichtskonzept beim Ansatz von Grinblatt/Titman in der Verteilungsannahme versteckt.

Das als relativ  $\mu/\sigma$ -effizient bezeichnete Benchmarkportfolio weist einem passiven Portfolio aufgrund seiner mathematischen Eigenschaften unabhängig von einer Bewertungstheorie keine Performance zu und benötigt nur die Wertpapiere, die tatsächlich vom Bewertenden als handelbar betrachtet werden. Dagegen ist dieses Benchmarkportfolio für informierte Investoren nicht  $\mu/\sigma$ -effizient, da sie durch Gewichtung ihrer Portfolioanteile zu Wertpapieren mit einer höheren als der aufgrund der öffentlichen Informationen zu erwartenden Rendite einzelner Wertpapiere eine bei gleichem Risiko höhere Rendite erzielen. Anleger ohne private Informationen oder mit Informationen, die sich als falsch herausstellen, wählen somit ein Portfolio, daß unterhalb der Effizienzkurve der informierten Investoren liegt.<sup>19</sup>

Wie auch bei der Anwendung anderer Performance-Maße muß dabei unterstellt werden, daß die Informierten durch ihre Transaktionen die Marktpreise nicht beeinflussen. In diesem Fall würden die Rendite und Varianz, die aus Sicht der Uninformierten als stationär gelten, auch private Informationen beinhalten. Ein Uninformierter könnte dann nicht mehr zwischen einer Performance und Veränderungen des Renditegene-

lung ist keine Funktion privater Informationen. Daneben implizieren die aus Sicht der Uninformierten konstante durchschnittliche Rendite und Varianz, daß die unbedingte Verteilung der Wertpapierrenditen stationär ist.

<sup>19</sup> Vgl. Grinblatt/Titman (1989), S. 396. Eine Benchmark mit diesen Eigenschaften beruht letztlich auf den bereits durch Mayers/Rice (1979) und Dybvig/Ross (1985a) – allerdings noch vor dem Hintergrund des CAPM – angestellten Überlegungen. Ihre Aussagen beziehen sich jedoch nur auf wertpapierspezifische Informationsvorteile der privat informierten Investoren, besitzen jedoch keine Gültigkeit bei Vorliegen von Timinginformationen.

rierungsprozesses unterscheiden.<sup>20</sup> Allerdings ergibt sich auch bei nicht-stationären Verteilungen der Renditen ein Anwendungsfeld für die Performance-Maße. In diesem Fall zeigt ein positives *PW*- oder Jensen-Maß immerhin an, daß mit einer anderen als einer einfachen passiven Strategie mit konstanten Gewichten eine höhere Rendite erwirtschaftet werden kann, auch wenn kein aus der Sicht der uninformierten Investoren  $\mu/\sigma$ -effizientes Portfolio besteht. Eindeutige Schlußfolgerungen über das Vorliegen privater Informationen des Managers sind dann allerdings nicht mehr möglich.

Die empirische Ermittlung des relativ  $\mu/\sigma$ -effizienten Portfolios ist gleichwohl eine nicht einfach zu lösende Aufgabe.<sup>21</sup> Für dessen theoretisch saubere Bestimmung wäre die Abschätzung der erwarteten mit Hilfe der *ex post* realisierten Renditen erforderlich, um die Gewichte der relevanten Wertpapiere im  $\mu/\sigma$ -effizienten Portfolio zu berechnen. Letztlich wird aufgrund des rechentechnischen Aufwandes oder mathematischen Restriktionen<sup>22</sup> auch hier auf einen oder mehrere Indizes zurückzugreifen sein.<sup>23</sup>

---

<sup>20</sup> Vgl. *Grinblatt/Titman* (1989), S. 397.

<sup>21</sup> Eine Möglichkeit besteht in der Regression der Überschußrenditen der einzelnen, als handelbar angesehenen und damit relevanten Wertpapiere auf die Überschußrenditen des als Benchmark gewählten Portfolios. Signifikant positive Achsenabschnitte dieser Regressionen deuten dabei auf eine ineffiziente Benchmark hin, vgl. dazu *Cumby/Glen* (1990), S. 501, *Drummen* (1992), S. 169 ff.

<sup>22</sup> Rechentechnische Probleme könnten unter Umständen durch die Notwendigkeit der Invertierung der Kovarianzmatrix auftreten, so daß z.B. die Länge des Betrachtungszeitraumes von der Anzahl der Wertpapiere abhängen kann.

<sup>23</sup> Vgl. *Cumby/Glen* (1990), S. 501; *Grinblatt/Titman* (1993a) konstruieren ein Set aus Benchmark-Portfolios, die einige der bekannten Kapitalmarktanomalien abbilden. Die Notwendigkeit der Modellierung derartiger Anomalien in der Benchmark ist jedoch unter verschiedensten Gesichtspunkten diskutierbar, vgl. dazu ausführlich *Witrock* (1995), S. 67 ff. Insbesondere ist es vor dem Hintergrund der zeitlichen Instabilitäten der Anomalien sowie den uneindeutigen Befunden zu ihrer Existenz überhaupt fraglich, ob mit ihrer Berücksichtigung nach Abzug von Transaktionskosten tatsächlich systematische Überrenditen auf der Grundlage *ex ante* festgelegter passiver Strategien erzielt werden können, vgl. die zum Teil widersprüchlichen Ergebnisse z.B. zur Existenz des Kleinfirmeneffektes bei *Domke* (1987), *Schnittke* (1988), *Stehle* (1991), *Beiker* (1993) und zuletzt *Oertmann* (1994) sowie die kritischen Anmerkungen bezüglich der Identifikation von Anomalien bei *Krämer/Runde* (1993), S. 93 f. und *Grinold* (1993), S. 33. Letztlich erscheint ein Index – bestehend aus den als handelbar erachteten Wertpapieren – als Benchmark sinnvoll, der tatsächlich replizierbar als auch  $\mu/\sigma$ -effizient ist. Vor diesem Hintergrund kommen z.B. insbesondere solche Indizes in Frage, auf die derivative Instrumente gehandelt werden, sofern sie in etwa dem Investitionssegment des Fonds entsprechen.

Der Vorteil gegenüber der Anwendung des CAPM als theoretischem Bezugsrahmen liegt aber zum einen darin begründet, daß das Portfolio nicht alle Vermögensgegenstände beinhalten muß. Damit einher geht die Möglichkeit, gesetzliche oder satzungsbedingt freiwillig eingegangene Anlagebeschränkungen der Manager bei der Festlegung des Benchmarkportfolios berücksichtigen zu können. Zum anderen wird die logische Inkonsistenz der Anwendung des CAPM aufgehoben, da gezeigt werden kann, daß die Messung der Performance auch ohne die explizite Einbindung einer Theorie zur Asset-Bewertung und den damit verbundenen Problemen erfolgen kann.<sup>24</sup> Vom theoretischen Standpunkt betrachtet, gelingt damit eine Entschärfung der Benchmarkproblematik, die im Mittelpunkt der Kritik zur Performance-Messung steht.<sup>25</sup>

Wie bereits angedeutet, wird die Messung der Performance unabhängig von der Frage nach der geeigneten Benchmark durch ein weiteres Problem erschwert, das sich aus der Art und dem unterschiedlichen Charakter der privaten Informationen ergibt. Die Überschußrendite des informierten Anlegers läßt sich in einen passiven und aktiven Bestandteil zerlegen. Ersterer besteht aus der allein auf öffentlichen Informationen resultierenden Überschußrendite, der allein aufgrund passiver Strategien auch durch Uninformierte erwirtschaftet werden kann, indem diese entsprechend ihrer Risikoneigung in das relativ  $\mu/\sigma$ -effiziente Portfolio und in die risikolose Anlage investieren. Der aktive Teil der Überschußrendite beinhaltet sowohl die auf Selektions- als auch auf Timinginformationen beruhenden Renditekomponenten. Selektionsinformationen liegen dann vor, wenn der Investor bei gegebenen Selektionsinformationen in mindestens einer Periode für mindestens ein Wertpapier eine von Null abweichende unsystematische Renditekomponente erwartet. Ein Investor besitzt Timinginformationen, wenn er in mindestens einer Anlageperiode eine vom Durchschnittswert des relativ  $\mu/\sigma$ -effizienten Portfolios abweichende Rendite erwartet.<sup>26</sup> Es ist zu beachten, daß der Charakter dieser Informationen unterschiedlicher Natur ist. Während Selektionsinformationen unabhängig von der Risikoaversion des Investors – vorausgesetzt, daß Timing- und Selektionsinformationen voneinander unabhängig sind –

---

<sup>24</sup> Grinblatt/Titman sehen die Bedeutung des CAPM oder der APT im Rahmen der Performance-Messung lediglich darin, daß sie Hinweise dafür geben, welche Portfolios grundsätzlich als Benchmark in Frage kommen, vgl. *Grinblatt/Titman* (1989), S. 412.

<sup>25</sup> Dies gilt trotz der eingangs gemachten Einschränkung, daß auch der Ansatz von Grinblatt/Titman letztlich auf einem gleichgewichtstheoretischen Konzept beruht.

<sup>26</sup> Vgl. *Grinblatt/Titman* (1989), S. 397.



immer zu einer Veränderung des Portfoliogewichtes des entsprechenden Wertpapiers führen, kann dies für die Adjustierung des systematischen Risikos aufgrund von Timinginformationen nicht generell gesagt werden. Die Variierung des systematischen und damit vom Kapitalmarkt entschädigten Risikos wird vielmehr auch durch die Risikoaversion des Anlegers beeinflusst.<sup>27</sup>

### III. Selectivity- und Timingfähigkeit und ihre Messung durch das Positive Period Weighting Measure

#### 1. Theoretischer Bezugsrahmen

Die aus den erläuterten Überlegungen abgeleitete Grundidee des von Grinblatt/Titman entwickelten *PW* beruht auf der Erkenntnis, daß informierte Investoren im Gegensatz zu nichtinformierten, d.h. nur über öffentliche Informationen verfügende Investoren, die Gewichtung der in ihrem Portfolio befindlichen Wertpapiere im Zeitablauf in Abhängigkeit ihrer privaten Informationen verändern. Aus der Sicht der uninformierten Marktteilnehmer sind die Überschußrenditen annahmegemäß als unabhängige, identisch verteilte Zufallsgrößen anzusehen. Dies impliziert, daß die Gewichte eines  $\mu/\sigma$ -effizienten Portfolios konstant sind. Sowohl die Gewichte der Wertpapiere in den Portfolios Uninformierter als auch deren Betafaktoren sind für diese somit zeitunabhängig, da sie unabhängig sind von den Renditeausprägungen sowohl der einzelnen Wertpapiere als auch des aus Sicht des Uninformierten relativ effizienten Portfolios.

Dagegen nehmen über private Informationen verfügende Investoren eine Veränderung sowohl der Gewichte als auch des Portfoliobetas vor. Diese sind somit zeitabhängig. Über die Kovarianz der Gewichte der betreffenden Wertpapiere mit ihren zukünftigen Renditen (Selectivity) bzw. die Kovarianz zwischen dem Portfoliobeta und der Rendite des Benchmarkportfolios läßt sich daher die Performance eines Portfolios ableiten. Für Uninformierte ist diese Kovarianz dagegen gleich Null. Mit der Umschichtung in Wertpapiere, die eine aus Sicht des Informierten höhere erwartete Rendite aufweisen, ist allerdings auch eine Veränderung des Portfoliobetas verbunden, da sich dieses als gewichtete Summe der Einzelbetas

---

<sup>27</sup> Vgl. Grinblatt/Titman (1989), S. 410f. Deshalb kann kein allgemeingültiges Ranking von über Timinginformationen verfügenden Managern erfolgen. Im Gegensatz zur Möglichkeit des Rankings von Managern mit Selektionsinformationen muß sich die Analyse von Timingfähigkeiten deshalb auf eine Differenzierung zwischen informierten und nicht informierten Managern beschränken.

der Wertpapiere ergibt. Insofern wären die tatsächlichen Portfolio-gewichte in Form zusätzlicher Daten für eine exakte Klassifikation der Timing- und Selectivityfähigkeit der Manager erforderlich.<sup>28</sup>

Das *PW* greift auf die erläuterten Überlegungen zurück, indem es die für ein Performance-Maß nötigen Implikationen umsetzt, ohne jedoch Daten über die Portfoliostruktur zu benötigen. Dabei sind folgende Anforderungen, die in den Gleichungen 1 bis 3 wiedergegeben sind, von zentraler Relevanz.

$$(1) \quad PW = \sum_{t=1}^T w_t R_t^P$$

$$(2) \quad \sum_{t=1}^T w_t R_t^E = 0$$

$$(3) \quad \sum_{t=1}^T w_t = 1, \quad w_t \geq 0$$

mit:  $w_t$  = Gewicht für die Periode  $t$

$R_t^E$  = Überschubrendite eines aus Sicht uninformatierter Investoren (relativ  $\mu/\sigma$ -effizienten Portfolios in Periode  $t$ )

$R_t^P$  = Überschubrendite des Portfolios  $P$  in Periode  $t$

Zum einen müssen die Portfoliorenditen des aktiv gemanagten Portfolios entsprechend obiger Erkenntnisse mit zeitabhängigen Gewichten multipliziert werden, die letztlich die Aktivitäten der Manager widerspiegeln. Dies stellt das eigentliche Performance-Maß dar und ist in Gleichung (1) wiedergegeben.

Zum anderen muß das Maß eine Performance von Null für uninformierte und eine nichtnegative Performance für informierte Investoren ausweisen. Ersteres ist gleichbedeutend mit der Forderung, daß eine Investition in das  $\mu/\sigma$ -effiziente (Benchmark-) Portfolio eine Performance von Null aufweisen muß (Gleichung 2).<sup>29</sup> Letzteres bedeutet, daß

<sup>28</sup> Unter diesen Voraussetzungen leiten *Grinblatt/Titman* (1989), S. 399, das Selectivity- und das Timing-Measure ab.

<sup>29</sup> Dahinter steht das theoretische Konzept, daß der Erwartungswert der Überschubrenditen, berechnet mit risikoangepaßten Wahrscheinlichkeiten, gleich Null sein muß. Die Wahrscheinlichkeiten der Überschubrenditen ergeben sich bei einer großen Zahl von Perioden über die relativen Häufigkeiten des Auftretens von Überschubrenditen, die  $w_t$ 's nehmen die Risikoanpassung der Wahrscheinlichkeiten vor.

die zeitabhängigen Gewichte nicht negativ sein dürfen, wodurch dem Informierten eine negative Performance zugewiesen würde (Restriktion in Gleichung 3). Genau dies ist aber beim Jensen-Maß der Fall, wenn sehr hohe Überschußrenditen des Marktes vorliegen.<sup>30</sup> Begründet werden kann dies mit der dem Jensen-Maß implizit zugrundeliegenden quadratischen Nutzenfunktion der Investoren. Quadratische Nutzenfunktionen haben die Eigenschaft einer mit zunehmendem Reichtum bzw. Vermögen ansteigenden Risikoaversion.<sup>31</sup> Die implizit im Jensen-Maß enthaltenen Gewichte können als marginaler Nutzen eines Investors mit quadratischer Nutzenfunktion interpretiert werden, der das effiziente Portfolio hält, und das Performance-Maß als marginaler Anstieg des erwarteten Nutzens des Investors bei Hinzufügen eines Anteils des zu bewertenden Portfolios zum bestehenden Portfolio.<sup>32</sup> Bei sehr hohen Marktrenditen und einem bei Vorliegen erfolgreichen Markt-Timings sehr hohen Portfoliobeta kann eine mit zunehmendem Reichtum gestiegene Risikoaversion dazu führen, daß der marginale Nutzen des Haltens dieses Portfolios negativ wird. Dies ist bei obiger Interpretation der Gewichte gleichbedeutend mit der Möglichkeit negativer Gewichte im Jensen-Maß. D.h., ein erfolgreicher Markt-Timer wird durch Abzug der mit dem negativen Gewicht multiplizierten Portfoliorendite bestraft, was im Extremfall zu einem negativen Alpha führen kann.<sup>33</sup>

Vor diesem Hintergrund ist auch die dem PW zugrundeliegende zusätzliche Annahme zu sehen, daß bei Vorliegen positiver Timinginformationen eine Erhöhung des Portfoliobetas erfolgen muß. Nur dann ist in Verbindung mit der Prämisse multivariat normalverteilter Renditen unabhängig von der unterstellten (monoton konkaven) Nutzenfunktion bei

---

<sup>30</sup> Vgl. *Grinblatt/Titman* (1989), S. 405 ff. Sie zeigen, daß das Jensen-Maß mit Ausnahme nur dieser Bedingung allen weiteren aufgeführten Anforderungen entspricht. Sie ordnen dieses Maß daher den „Period Weighting Measures“ zu.

<sup>31</sup> Die quadratische Nutzenfunktion führt – wenig plausibel – zu einer ab einem bestimmten maximalen Nutzen erreichten Sättigung, die bei konstantem  $\sigma$  und wachsendem  $\mu$  einen sinkenden erwarteten Nutzen impliziert, vgl. *Franke/Hax* (1988), S. 247 f. Zur begrenzten Aussagefähigkeit der quadratischen Nutzenfunktion vgl. *Schneeweiß* (1967), S. 98.

<sup>32</sup> Hat das Maß einen Wert von Null, wurde das bewertete Portfolio durch einen uninformierten Investor gemanagt. Für den Uninformierten würde es demnach nicht lohnen, dieses Portfolio in das gehaltene  $\mu/\sigma$ -effiziente Portfolio aufzunehmen, da damit keinerlei zusätzlicher (marginaler) Nutzen entstehen würde.

<sup>33</sup> Grundsätzlich können sowohl Timing- als auch Selektionsinformationen die Vermögensposition und damit die Risikoaversion beeinflussen. Das Ansteigen der Risikoaversion kann bei voneinander unabhängigen Selectivity- und Timinginformationen jedoch nur für letztere relevant sein, vgl. *Grinblatt/Titman* (1989), S. 410 f.

der Bestimmung der Gewichte gewährleistet, daß auch bei einer in Abhängigkeit der Vermögenssituation bedingten Erhöhung der Risikoaversion des Investors eine Portfolioumschichtung stattfindet. Darüber hinaus liegt diesem Maß die Unabhängigkeit der Selektivitäts- und Timinginformationen als Prämisse zugrunde.

Wie bereits angedeutet, läßt sich die Annahme, daß die Renditen eines Wertpapiers aus der Sicht der uninformierten Investoren im Zeitablauf unabhängig und identisch verteilt sind, nur auf der Grundlage eines Gleichgewichtskonzepts rechtfertigen. Vor diesem Hintergrund reduziert sich der Unterschied zwischen dem Jensen-Maß und dem Positive Period Weighting Measure im wesentlichen darauf, daß letzteres von einer quadratischen Nutzenfunktion abweicht.

## 2. Die Bestimmung der Gewichte

Die Implementierung des *PW* erfordert die Bestimmung der Gewichte, die die obigen Bedingungen erfüllen. Wie in den beiden bisher durchgeführten Studien werden die Gewichte dazu auch in dieser Untersuchung als marginaler Nutzen eines uninformierten Investors mit einer Potentialnutzenfunktion interpretiert und entsprechend abgeleitet.<sup>34</sup> Im Gegensatz zu den nachteiligen Eigenschaften der quadratischen Nutzenfunktion weist eine Potentialnutzenfunktion Nichtsättigung, abnehmende absolute und konstante relative Risikoaversion auf.<sup>35</sup> Daher ist

---

<sup>34</sup> Vgl. die Vorgehensweise bei der Bestimmung der Gewichte in *Grimblatt/Titman* (1988) und *Cumby/Glen* (1990), den beiden einzigen Studien, in denen das *PW*-Maß zum gegenwärtigen Zeitpunkt eingesetzt wurde. Es sei an dieser Stelle nochmals ausdrücklich darauf hingewiesen, daß diese Art der Bestimmung der Gewichte nicht unbedingt erforderlich ist. Vielmehr werden unabhängig von der unterstellten konkaven Nutzenfunktion alle Gewichte, die die in den Gleichungen gestellten Restriktionen erfüllen, die gewünschte Eigenschaft aufweisen, Timingfähigkeiten immer positiv zu berücksichtigen, vorausgesetzt, daß das Portfoliobeta bei Timingsignalen tatsächlich angepaßt wird, vgl. *Grimblatt/Titman* (1992), S. 32. Die Interpretation der Gewichte als marginaler Nutzen eines Investors mit einer Potentialnutzenfunktion besitzt jedoch den Vorteil einer intuitiv einleuchtenden Interpretation.

<sup>35</sup> Vgl. *Pratt* (1964), S. 134; *Alexander/Francis* (1986), S. 26f. Dagegen impliziert die quadratische Nutzenfunktion eine ökonomisch nicht plausible ansteigende absolute Risikoaversion. Eine konstante relative Risikoaversion, also eine abnehmende absolute Risikoaversion, die sowohl bei Potential- als auch logarithmischen Nutzenfunktionen gegeben ist, wurde tendenziell auch empirisch bestätigt, vgl. die Untersuchungen von *Blume/Friend* (1975), *Cohn/Lewellen/Lease/Schlarbaum* (1975) und *Friend/Blume* (1975), die zudem unter bestimmten Annahmen aus ihren Ergebnissen einen relativen Risikoaversionsparameter in Höhe von 2 ableiten.

der marginale Nutzen dieser Funktion unabhängig vom Reichtum bzw. vom Betrag des Anfangsvermögens bei Erwartung steigender Renditen immer positiv. Darüber hinaus ergibt sich bei Entscheidungen über die Portfoliozusammenstellung der Vorteil, daß für die Bestimmung des erwarteten Nutzens der gegenwärtige Reichtum irrelevant ist. Durch die Unterstellung einer Potentialnutzenfunktion wird daher die Trennbarkeit des zum Zeitpunkt der Entscheidung bestehenden Reichtums und den für die Entscheidung relevanten, sich aus der Portfolioallokation ergebenden erwarteten Renditen ermöglicht. Die Entscheidung kann deshalb allein auf der Basis letzterer getroffen werden. Dagegen hängen die Koeffizienten der Renditefunktion bei einer quadratischen Nutzenfunktion immer auch vom gegenwärtigen Reichtumsniveau ab.

Konkret wird dem uninformierten Investor zur Bestimmung der Gewichte folgende Nutzenfunktion unterstellt<sup>36</sup>

$$(4) \quad U(W_t) = \frac{1}{1 - \theta} W_t^{1 - \theta}$$

mit:  $W_t$  = Reichtum am Ende der Periode  $t$   
 $\theta$  = Risikoaversionsparameter,  $\theta > 0$ .<sup>37</sup>

Aus den obigen Überlegungen folgt, daß sich der Reichtum des Investors am Ende der Periode, sofern er in risikobehaftete Wertpapiere oder in eine risikolose Anlage investieren kann, ergibt aus

$$(5) \quad W_t = W_t(\gamma) = 1 + \gamma r_t^E + (1 - \gamma)R_{ft}$$

mit:  $\gamma$  = Aufteilung des Vermögens in  $R_t^E$  und  $R_{ft}$ .  
 $r_t^E$  = Rendite des relativ  $\mu/\sigma$ -effizienten Portfolios,  
 $R_{ft}$  = risikoloser Zinssatz,

wobei der am Anfang der Periode bestehende Reichtum auf Eins gesetzt wurde.<sup>38</sup>

<sup>36</sup> Vgl. *Grinblatt/Titman* (1993a), S. 26, *Cumby/Glen* (1990), S. 500.

<sup>37</sup> Zur Theorie der Risikoaversion vgl. *Arrow* (1971), S. 90 ff.

<sup>38</sup> Hier wird die Trennbarkeit des am Anfang der Periode bestehenden Reichtums und der Portfolioallokationsentscheidung deutlich. Bezeichnet man den Nutzen am Ende der Periode als  $U = W_t^\theta$ , kann dieser äquivalent auch geschrieben werden als  $U = (W_0(1 + r_p)^\theta) = ((W_0)^\theta(1 + r_p)^\theta)$ . Da  $(W_0)^\theta$ , der Reichtum am Anfang der Periode, eine positive Konstante darstellt, ist für die Ableitung von Nutzenüberlegungen lediglich der die Renditen  $r_p$  beinhaltende Term erforderlich, vgl. *Alexander/Francis* (1986), S. 27 f.

Der erste Schritt zur Bestimmung der Gewichte besteht nun darin, die optimale Aufteilung der Mittel auf die risikolose Anlage und die risiko-behaftete effiziente Benchmark aus Sicht des nur über öffentliche Infor-mationen verfügenden Investors zu bestimmen. Dies geschieht durch einen Algorithmus, der das optimale  $\gamma^*$  bestimmt, indem der erwartete Nutzen entsprechend den Gleichungen (4) und (5) maximiert wird.<sup>39</sup>

$$(6) \quad E(U(W_t)) = (1 - \theta)^{-1} \sum_{t=1}^T (1 + R_{ft} + \gamma R_t^E)^{1-\theta}$$

Mit Hilfe des optimalen  $\gamma^*$  wird dann mit  $(1 + R_{ft} + \gamma^* R_t^E)$  die Zeit-reihe der Bruttorenditen des aus Sicht der Uninformierten optimalen Portfolios, bestehend aus risikoloser Anlage und dem Benchmarkport-folio, bestimmt.

Interpretiert man die so ermittelten Bruttorenditen als Niveau des Reichtums, errechnet sich der marginale Nutzen zum Zeitpunkt  $t$  als erste Ableitung der unterstellten Potentialfunktion nach  $\gamma$ ,  $(1 + R_{ft} + \gamma^* R_t^E)^{-\theta} R_t^E$ . Die Gewichte werden demnach als  $(1 + R_{ft} + \gamma^* R_t^E)^{-\theta}$  definiert. Um das beobachtete  $PW$  als monatliche Überrendite interpretieren zu können, werden die Gewichte schließlich auf 1 normiert. Die sich daraus ergebenden monatlichen Gewichte

$$(7) \quad w_t = (1 + R_{ft} + \gamma R_t^E)^{-\theta} / \sum_{t=1}^T (1 + R_{ft} + \gamma R_t^E)^{-\theta}$$

werden schließlich mit den entsprechenden Überschußrenditen des zu bewertenden Portfolios multipliziert und aufaddiert. Daraus resultiert das  $PW$  gemäß Gleichung (1). Die Multiplikation dieser Gewichte mit den Renditen des aus Sicht der uninformatierten Investoren effizienten Benchmarkportfolios ergibt einen näherungsweise Wert von Null.<sup>40</sup> Dazu muß allerdings eine genügend große Anzahl von Beobachtungen vorliegen, da ein Wert von Null tatsächlich nur für  $T \rightarrow \infty$  gegeben ist.

Unter den oben angeführten Bedingungen folgt für Portfolios infor-mierter Investoren ein positiver Wert von  $PW$ , der darauf zurückzufüh-

<sup>39</sup> Dies ist identisch mit dem Gleichsetzen der ersten Ableitung der Potential-nutzenfunktion nach  $\gamma$  mit Null. D.h., in diesem Fall wäre  $\gamma$  über einen Algorith-mus herauszufinden, der das Ergebnis der Funktion  $\sum_{t=1}^T (1 + R_{ft} + \gamma R_t^E)^{-\theta} R_t^E$  gleich Null setzt.

<sup>40</sup> Auf die mit der Messung der Benchmarkrenditen verbundenen Fehler, die dazu führen, daß die gewichtete Summe der Benchmarkrenditen nicht Null ergibt, und die sich daraus ergebenden Schlußfolgerungen weisen *Cumby/Glen* (1990), S. 500f., hin.

ren ist, daß der Manager die Gewichtung der Wertpapiere in dem von ihm aktiv verwalteten Portfolio gegenüber dem aus der Sicht der Uninformierten  $\mu/\sigma$ -effizienten Benchmarkportfolio verändert hat. Für Nichtinformierte besitzt das *PW* dagegen einen Wert von Null und ermöglicht somit eine theoretisch korrekte Zuweisung der Performance. Dabei ist es nicht von Bedeutung, ob Selektivitäts- oder/und Timinginformationen vorliegen, sofern der Investor ein positiver Markt-Timer ist und dementsprechend auf Timinginformationen mit einer Erhöhung des Portfolioobetas reagiert. Der Vorteil dieses Maßes liegt vor allem darin begründet, daß mit seiner Anwendung nicht auf bestimmte Annahmen über die Verhaltensweisen zurückgegriffen werden muß, die z.B. mit dem Einsatz der Timingmaße von Treynor/Mazuy oder Henriksson/Merton verbunden sind.<sup>41</sup> Vielmehr könnte theoretisch eine Nutzenfunktion gewählt werden, die den Charakter der Portfolioanpassung repräsentiert, solange die Gewichte die obigen Bedingungen erfüllen. Insofern erscheint dieses Maß flexibler als die eben erwähnten.<sup>42</sup>

Schlußfolgerungen über die Signifikanz der *PW*-Werte sind mit Hilfe eines T-Tests möglich. Die Nullhypothese lautet dabei, der Manager besitzt keine superiore Information. Die Teststatistik berechnet sich zu

$$(8) \quad PW / \sqrt{s_{\varepsilon}^2 \sum_{t=1}^T w_t^2},$$

wobei:  $s_{\varepsilon}^2$  = Standardfehler der Regression zur Ermittlung von Jensens Alpha (Varianz der Residuen)

und hat eine Studentverteilung mit T-I-1 Freiheitsgraden, wobei T die Anzahl der Renditen und I die Anzahl der zur Benchmarkbildung benutzten Indizes bzw. Benchmarkportfolios darstellen.<sup>43</sup>

---

<sup>41</sup> Vgl. *Treynor/Mazuy* (1966), *Merton* (1981), *Henriksson/Merton* (1981); zu diesen Maßen vgl. auch *Nowak/Witrock* (1993), S. 48f. und S. 53.

<sup>42</sup> Vgl. *Grinblatt/Titman* (1992), S. 32.

<sup>43</sup> Vgl. *Grinblatt/Titman* (1988), S. 31; vgl. zur Ableitung *Cumby/Glen* (1990), S. 500.

#### IV. Die Berücksichtigung der gesamten Wahrscheinlichkeitsverteilung der Renditen im Rahmen der stochastischen Dominanz

Die stochastische Dominanz ist als Entscheidungsmodell unter Unsicherheit für jede beliebige kontinuierliche oder diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilung anwendbar.<sup>44</sup> Ihre Bedeutung im Vergleich zum  $\mu/\sigma$ -Prinzip ergibt sich insbesondere daraus, daß ohne die Kenntnis der Nutzenfunktionen von Anlegern eine Ableitung allgemeingültiger Regeln im Rahmen von Investmententscheidungsprozessen auf der Basis der ersten beiden Momente der Renditewahrscheinlichkeitsverteilung nur dann möglich ist, wenn eine Normalverteilung der Renditen vorliegt.<sup>45</sup> Diese wird jedoch angezweifelt und muß auch für die Investmentfondsdaten zumindest in Teilzeiträumen abgelehnt werden.<sup>46</sup>

Die stochastische Dominanz ermöglicht eine Differenzierung von Portfolios in stochastisch dominante, d.h. effiziente, und stochastisch dominierte – ineffiziente – Portfolios. Die Effizienz eines Portfolios ist dann gegeben, wenn es von keinem anderen Portfolio dominiert wird. Dagegen sind Portfolios, die von einem anderen dominiert werden, ineffizient.<sup>47</sup>

---

<sup>44</sup> Die betriebswirtschaftliche Forschung beschäftigte sich insbesondere in den 70er Jahren mit den stochastischen Dominanzkriterien, vgl. für einen Literaturüberblick bis 1980 *Bawa* (1982), *Kroll/Levy* (1980) und seit 1980 *Levy* (1992). In jüngster Zeit ist ihre Anwendung auch im Rahmen finanzwirtschaftlicher Problemstellungen wieder verstärkt zu beobachten, vgl. z.B. zu Untersuchungen über die Relevanz des Januar-Effekts *Larsen/Resnick* (1993), *Seyhun* (1993), zu Analysen über die Performance von Fonds *Möhlmann* (1993) sowie über den Hedgerfolg mit Futures bei Anwendung unterschiedlicher Hedge-Ratios *Meyer* (1994).

<sup>45</sup> Ohne Zugrundelegung der Normalverteilung der Renditen würde eine Anwendung des  $\mu/\sigma$ -Prinzips nur dann zu optimalen Entscheidungen führen, wenn dem Anleger eine quadratische Nutzenfunktion unterstellt wird; diese ist jedoch, wie bereits oben erläutert, sehr unrealistisch.

<sup>46</sup> Vgl. zur Verteilung von Aktienrenditen auf dem deutschen Markt *Möller* (1986), S. 26 ff., *Adelberger/Lockert* (1992), S. 44 f.; die Normalverteilungsannahme von Investmentfondsrenditen wird im allgemeinen nicht problematisiert, vgl. z.B. *Möhlmann* (1993), S. 16. Die Renditeverteilungen der hier untersuchten Fonds wurden mit Hilfe des Kolmogorov-Smirnov-Tests sowie der Shapiro-Wilk-Statistik getestet. Die Hypothese normalverteilter logarithmierter monatlicher Fonds- als auch Aktienindexrenditen konnte in den Subperioden  $t_1$  und  $t_2$  nicht abgelehnt werden, mußte jedoch, wie zum Teil auch in Tabelle 1 ersichtlich, unter Anwendung beider Verfahren bei einem Signifikanzniveau von 5% für die meisten der Fonds im Gesamtzeitraum und in der Subperiode 4/86 - 12/91 abgelehnt werden, vgl. im einzelnen *Nowak/Wittrock* (1994), S. 8 ff.

<sup>47</sup> Vgl. *Levy/Sarnat* (1972), S. 267. D.h., ein ineffizientes Wertpapier muß nicht von allen Wertpapieren dominiert werden, sondern lediglich von mindestens einem.



Dabei erfolgt in Abhängigkeit der Annahmen über die dem Investor zugrundeliegende Nutzenfunktion eine Unterscheidung der stochastischen Dominanz in unterschiedliche Grade.<sup>48</sup> Diese beziehen sich nicht auf eine ganz bestimmte Art von Nutzenfunktionen, sondern nur auf Klassen von zulässigen Nutzenfunktionen, die bestimmte Eigenschaften aufweisen. D.h., die Nutzenfunktionen müssen lediglich partiell bekannt sein.<sup>49</sup>

Die geringsten Annahmen über die Nutzenfunktion der Investoren erfolgt bei der Anwendung der *stochastischen Dominanz 1. Grades (FSD)*. Sie setzt lediglich eine monoton steigende Nutzenfunktion der Investoren voraus. Die Anleger haben eine positive Grenznutzenfunktion und besitzen keine systematischen Präferenzen bezüglich des Risikos. Bezeichnet man  $x$  als endliche Ergebnisgröße, Nutzenfunktionen mit  $u(x)$  und Nutzenfunktionen mit dieser Eigenschaft als  $U_1$ , dann umfaßt  $U_1$  alle  $u(x)$ , für die gilt:  $u'(x) > 0$ . Eine effiziente Anlage ist in diesem Fall dadurch gekennzeichnet, daß ihr Rendite-Erwartungswert höher sein muß als jener der ineffizienten Anlage.<sup>50</sup>

Eine Anlage A ist gemäß der stochastischen Dominanz 1. Grades dann gegenüber einer Anlage B dominant, wenn für alle  $R_n$  die kumulierte Wahrscheinlichkeitsverteilung  $F_B(R_n)$  größer oder gleich der kumulierten Wahrscheinlichkeitsverteilung  $F_A(R_n)$  ist und  $F_B(R)$  nicht identisch ist mit  $F_A(R)$ .<sup>51</sup>

Eine Anlage A dominiert somit eine Anlage B nach der FSD genau dann, wenn gilt:

$$(9) \quad F_A(R_n) \leq F_B(R_n) \quad \text{für alle } R_n \text{ und}$$

$$F_A(R_n) \neq F_B(R_n) \quad \text{für mindestens ein } R_n.$$

Die kumulierten Wahrscheinlichkeitsverteilungen der diskreten Renditeverteilungsfunktionen  $f_A(R_n)$  und  $f_B(R_n)$  werden dabei wie folgt bestimmt:<sup>52</sup>

---

<sup>48</sup> In der Regel konzentriert sich die Literatur lediglich auf die ersten drei Grade der stochastischen Dominanz. Grundsätzlich lassen sich aber durch die Bildung mehrerer Summen über die kumulierten Wahrscheinlichkeitssummen auch höhere Grade ableiten, die jedoch eine nur geringe ökonomische Anschaulichkeit und eine ungeklärte theoretische Fundierung aufweisen, vgl. *Tehrani* (1980), S. 161.

<sup>49</sup> Vgl. *Keppe/Weber* (1993).

<sup>50</sup> Vgl. *Quirk/Saposnik* (1962).

<sup>51</sup> Vgl. *Quirk/Saposnik* (1962), S. 141.

<sup>52</sup> Vgl. *Porter/Wart/Ferguson* (1973), S. 74.

$$F_A(R_n) = \sum_{k=1}^n f_A(R_k) \quad \text{und} \quad F_B(R_n) = \sum_{k=1}^n f_B(R_k)$$

mit:  $n$  = Anzahl der Renditebeobachtungen

$f_A(R_k)$  = Wert der Dichtefunktion für Anlage A an der Stelle  $R_k$

$f_B(R_k)$  = Wert der Dichtefunktion für Anlage B an der Stelle  $R_k$ .

Konkret bedeutet obige Bedingung, daß die Wahrscheinlichkeit, die Rendite  $R_k$  oder eine geringere Rendite zu erhalten, bei Anlage A nicht größer ist als bei Anlage B, so daß die Wahrscheinlichkeit höherer Renditen bei A größer ist als bei B. Es läßt sich zeigen, daß dies eine notwendige und hinreichende Bedingung dafür ist, daß der Erwartungswert des Nutzens aus Anlage B geringer ist als bei Anlage A.<sup>53</sup>

Der Vergleich der kumulierten Wahrscheinlichkeitsverteilungen von Anlagen kann im Rahmen der FSD zu drei unterschiedlichen Ergebnissen führen: Entweder die entsprechenden Anlagen werden als identisch eingestuft, oder eine der Anlagen wird als effizient eingeordnet, da sie von einem im Sinne der FSD-Regel rationalen Investor immer bevorzugt würde, oder aber keine der Anlagen dominiert die andere, d.h., die Anlagen sind nicht vergleichbar. Letzteres ist dann der Fall, wenn sich die kumulierten Wahrscheinlichkeitsverteilungen der Anlagen schneiden. Dies wird für die kumulierten Wahrscheinlichkeitsverteilungen von Renditen risikobehafteter Wertpapiere aufgrund ihrer zum Teil extremen Renditeausprägungen sehr häufig vorkommen, so daß bei der Anwendung der FSD kaum eine große Reduktion der als effizient angesehenen Portfolios zu erwarten ist, da die als ineffizient bezeichnete Gruppe lediglich die dominierten Portfolios enthält.<sup>54</sup>

Bei Einbeziehung der Risikoaversion der Anleger im Rahmen der *stochastischen Dominanz 2. Grades (SSD)* ist dagegen durch die strengere Annahme bezüglich der Nutzenfunktion der Anleger eine weitere Separierung zwischen effizienten und ineffizienten Anlagen möglich. Die unterstellte Nutzenfunktion  $U_2$  würde in diesem Fall alle  $u(x)$  umfassen,

<sup>53</sup> Vgl. *Levy/Sarnat* (1984), S. 213ff. Nur diese Bedingung stellt sicher, daß für ausnahmslos alle Investoren mit monoton steigender Nutzenfunktion der Erwartungswert des Nutzens von Anlage B geringer ist als der erwartete Nutzen aus A.

<sup>54</sup> Demgegenüber befinden sich in der Gruppe der effizienten Anlagen sowohl die dominierenden Anlagen, jene die als gleich eingestuft werden als auch jene, die aufgrund der Überlagerungen der kumulierten Wahrscheinlichkeitsverteilungen nicht vergleichbar sind.

für die gilt:  $u'(x) > 0$  und  $u''(x) < 0$ .<sup>55</sup> Das für einen Anleger mit einer derartigen Nutzenfunktion optimale, d.h. das unter den gegebenen Annahmen über die Nutzenfunktion die kleinste effiziente Menge liefernde Entscheidungskriterium<sup>56</sup> ergibt sich dann, auch hier entgegen der üblichen Darstellung wieder nur für die in der vorliegenden Untersuchung relevanten diskreten Daten dargestellt, nach der folgenden Regel.<sup>57</sup>

Eine Anlage A dominiert eine Anlage B nach der SSD genau dann, wenn gilt<sup>58</sup>

$$(10) \quad F'_A(R_n) \leq F'_B(R_n) \Leftrightarrow \sum_{k=1}^{n-1} F_A(R_k) \cdot \Delta R_k \leq \sum_{k=1}^{n-1} F_B(R_k) \cdot \Delta R_k$$

für alle  $R_n$

mit:  $\Delta R_k = R_{k+1} - R_k$

und  $F'_A(R_n) \neq F'_B(R_n)$  für mindestens ein  $R_n$ .

Nach diesem Kriterium können sich demnach die kumulierten Wahrscheinlichkeitsfunktionen schneiden; lediglich die kumulierte Differenz darf nicht negativ werden.

Eine weitere Verminderung der Gruppe der effizienten Portfolios kann im Rahmen der *stochastischen Dominanz 3. Grades (TSD)* erreicht werden. Neben der Präferenz für höhere Renditen und der Risikoaversion wird bei der stochastischen Dominanz 3. Grades eine weitere Annahme über die Eigenschaften der Nutzenfunktion des Investors gemacht. Es wird eine positive dritte Ableitung der Nutzenfunktion vorausgesetzt.<sup>59</sup> Die ökonomische Grundlage für die Annahme einer positiven dritten Ableitung der Nutzenfunktion bildet die Möglichkeit zur Erfassung einer abnehmenden absoluten Risikoaversion des Investors.<sup>60</sup>

Die stochastische Dominanz 3. Grades einer Anlage A über eine Anlage B stellt somit ein optimales Entscheidungskriterium für Anleger

<sup>55</sup> Vgl. für eine umfassende Darstellung von Nutzenfunktionen und ihrer Zuordnung in die im Rahmen der stochastischen Dominanz betrachteten Klassen von Nutzenfunktionen *Fishburn/Vickson* (1978), S. 50 ff.

<sup>56</sup> Vgl. *Levy/Sarnat* (1972), S. 268 ff.

<sup>57</sup> Vgl. *Porter/Wart/Ferguson* (1973), S. 74.; die Ableitung der bei Risikoaversion notwendigen und hinreichenden Bedingungen für die SSD erfolgt durch *Hanoch/Levy* (1969), *Hadar/Russel* (1969) und *Rothschild/Stiglitz* (1970).

<sup>58</sup>  $F'_A(R_n)$  und  $F'_B(R_n)$  stellen somit die aufsummierten Renditeausprägungen dar.

<sup>59</sup> Vgl. *Levy* (1992), S. 566.

<sup>60</sup> Vgl. *Bawa* (1975), S. 98.

dar, deren Nutzenfunktion  $U_3$  alle  $u$  umfassen, für die gilt:  $u'(x) > 0$ ,  $u''(x) < 0$  und  $u'''(x) > 0$ .<sup>61</sup>

Eine Anlage A dominiert eine Anlage B nach der TSD genau dann, wenn gilt:

$$(11) \quad F''_A(R_n) \leq F''_B(R_n) \Leftrightarrow \sum_{k=1}^{n-1} F'_A(R_k) \cdot \Delta R_k \leq \sum_{k=1}^{n-1} F'_B(R_k) \cdot \Delta R_k.$$

für alle  $R_n$

und  $E_A(R_k) \geq E_B(R_k)$

und  $F''_A(R_n) \neq F''_B(R_n)$  für mindestens ein  $R_n$ .

Grundsätzlich ist mit einem höheren Grad der stochastischen Dominanz durch die zunehmend restriktivere Auslegung der Eigenschaften der zugrundeliegenden Nutzenfunktionen eine höhere Effektivität bezüglich der Identifikation effizienter Portfolios möglich, da die Anzahl als ineffizient beurteilter Portfolios immer weiter zunimmt. Dabei implizieren höhere Grade der stochastischen Dominanz auch die jeweils geringeren Grade, d.h., ein nach der stochastischen Dominanz 3. Grades effizientes Portfolio ist auch effizient nach der stochastischen Dominanz 2. und 1. Grades.<sup>62</sup>

Der Vorteil der Anwendung der stochastischen Dominanzkriterien liegt in der völligen Loslösung der mit einer Anwendung kapitalmarkttheoretischer Modelle verbundenen Probleme. Insbesondere werden keinerlei Anforderungen an die Verteilung der Renditen gestellt und beim Vergleich verschiedener Portfolios ergibt sich nicht die Problematik der Bestimmung einer geeigneten Benchmark.<sup>63</sup> Insofern unterliegt dieser

<sup>61</sup> Vgl. *Withmore* (1970). Für eine abnehmende absolute Risikoaversion ist  $u'''(x) > 0$  eine notwendige, aber nicht hinreichende Bedingung. Vielmehr muß die dritte Ableitung zusätzlich eine Mindesthöhe erreichen.  $u'''(x) > 0$  stellt lediglich sicher, daß die Risikoaversion nicht ansteigt. Insofern stellt das Kriterium der stochastischen Dominanz dritten Grades für Investoren mit einer abnehmenden absoluten Risikoaversion auch lediglich eine hinreichende, aber keine notwendige Bedingung dar. Für Nutzenfunktionen vom Typ einer abnehmenden absoluten Risikoaversion, die auch als DARA - (Decreasing Absolute Risk Aversion) Nutzenfunktionen bezeichnet werden, ist noch kein notwendiges und hinreichendes Entscheidungskriterium bekannt. Vgl. zu diesen Nutzenfunktionen *Fishburn/Vickson* (1978), S. 57 ff. Daher wird die TSD als vernünftige Approximation der stochastischen Dominanz für DARA-Nutzenfunktionen betrachtet, vgl. *Bawa* (1975), S. 106. Zur stochastischen Dominanz für DARA-Nutzenfunktionen vgl. *Fishburn/Vickson* (1978), S. 82 ff.

<sup>62</sup> Vgl. *Withmore* (1970), S. 458 f., *Levy/Sarnat* (1984), S. 203.

<sup>63</sup> Durch ihre Unabhängigkeit von Verteilungsannahmen erscheint die Anwendung der stochastischen Dominanz insbesondere auch bei der Beurteilung von derivative Instrumente beinhaltenden Portfolios angezeigt, vgl. *Brooks* (1991), *Clarke* (1987).

Ansatz auch nicht der vielfach geübten Kritik an den im Portfolio-Management gebräuchlichen Risikomaßen. Darüber hinaus ist durch die Anwendung verschiedener Grade der stochastischen Dominanz eine flexiblere Charakterisierung der Risikopräferenzen von Investoren möglich.

Ein Nachteil der stochastischen Dominanz besteht darin, daß sie in der Regel lediglich eine Vorauswahl effizienter Portfolios ermöglicht, innerhalb derer ein Ranking jedoch nicht möglich ist. Es verbleibt eine Anzahl von Portfolios, die auf der Basis der je nach Grad unterstellten Nutzenfunktion indifferent beurteilt werden. Diese Anzahl wird zwar mit der Anwendung zunehmend höherer Grade der stochastischen Dominanz immer geringer, bleibt aber unter Umständen vergleichsweise groß.<sup>64</sup> Gleichwohl bietet es sich für die vorliegende Untersuchung an, die mit Hilfe der stochastischen Dominanzkriterien als effizient identifizierten Portfolios mit jenen Portfolios zu vergleichen, bei denen auf der Grundlage der mit Hilfe des *PW* oder anderer Maße erzielten Ergebnisse vom Vorliegen privater Informationen ausgegangen werden muß. Dabei erscheint vor allem ein Vergleich der mit der stochastischen Dominanz 2. Grades identifizierten effizienten Portfolios aussagekräftig, da ihre Anwendung ebenfalls auf risikoscheuen Investoren mit einer konkaven Nutzenfunktion beruht.<sup>65</sup> Insbesondere eine Gegenüberstellung der Ergebnisse in Perioden, in denen die Normalverteilung der Renditen zweifelhaft ist, mit den Resultaten, in denen diese nicht abgelehnt werden konnte, erscheint aufschlußreich.

Obwohl für die Anwendung der stochastischen Dominanz theoretisch die gesamte Wahrscheinlichkeitsverteilung der Renditen benötigt wird, muß bei ihrem empirischen Einsatz auf Stichproben zurückgegriffen werden. Daher können die Ergebnisse durch Stichprobenfehler verfälscht werden, weil in diesem Fall die Stichprobe keine genaue Schätzung der wahren Wahrscheinlichkeitsverteilung ist, die letztlich auf stochastischen Prozessen der Renditegenerierung beruht.<sup>66</sup> Empirische Untersuchungen über die mit der stochastischen Dominanz verbundenen Fehler zeigen, daß die Fehler 1. und 2. Art sowohl von der Stichprobengröße als auch von der Art der vorliegenden Verteilung abhängen.

---

<sup>64</sup> Vgl. *Tehrani* (1980), der erst bei einer stochastischen Dominanz 9. Grades ein definitives Ranking der von ihm untersuchten, zufällig zusammengestellten Portfolios ermittelt.

<sup>65</sup> Vgl. zur Diskussion über die Eignung des  $\mu/\sigma$ -Prinzips im Vergleich zur Anwendung der stochastischen Dominanz im Rahmen der Portfolioselektion z.B. *Gandhi/Saunders* (1981) und die Erwiderung von *Ashton* (1982).

<sup>66</sup> Vgl. *Kroll/Levy* (1980), S. 682.

gen.<sup>67</sup> Dies schränkt die theoretische Vorteilhaftigkeit der stochastischen Dominanz, insbesondere die Unabhängigkeit von der Wahrscheinlichkeitsverteilung der Renditen, bei ihrer empirischen Anwendung ein. Insofern dürfen die damit erzielten Ergebnisse nicht überbewertet werden.

Daneben verlangt auch die stochastische Dominanz Stationarität der Renditen, um aus der ex post Analyse Rückschlüsse auch für die Zukunft ziehen zu können.<sup>68</sup> Ein weiterer Nachteil besteht in einem hohen Rechenaufwand, der jedoch durch verschiedene Algorithmen verringert werden kann.<sup>69</sup>

Ein vor dem Hintergrund der hier vorliegenden Untersuchung bestehender Nachteil ist darin zu sehen, daß eine Aufspaltung in die auf Selectivity- und Timingfähigkeiten des Managers zurückzuführenden Komponenten der Performance nicht möglich ist. Überhaupt ist eine Aussage über die durch den Manager erzielte Performance eines Portfolios nicht möglich; es kann lediglich festgestellt werden, ob ein Portfolio gegenüber einem anderen unter der jeweils gegebenen Nutzenfunktion als effizienter beurteilt wird. Dies kann auch den paarweisen Vergleich mit einem Benchmarkportfolio mit einschließen. Die Dominanz eines Fonds gegenüber einer relativ  $\mu/\sigma$ -effizienten Benchmark müßte dann auf die informationsbedingte Performance des Managers zurückgeführt werden.

## V. Die Performance deutscher Aktieninvestmentfonds

### 1. Datenbasis

Analysiert werden insgesamt 21 deutsche Publikumsfonds, die ihre Investments auf den deutschen Aktienmarkt konzentrieren, wobei einige wenige Fonds als gemischte Fonds zu charakterisieren sind.<sup>70</sup> Die

<sup>67</sup> Vgl. *Johnson/Burgess* (1975), *Kroll/Levy* (1980). *Johnson/Burgess* (1975), S. 820 konstatieren eine mit zunehmender Anzahl von Beobachtungen zunehmende Effektivität bei der Effizienz der Kriterien.

<sup>68</sup> Dies gilt allerdings auch bei der Nutzung anderer, ex post eingesetzter Performance-Maße. Dabei werden die Resultate der stochastischen Dominanz jedoch in höherem Maße von Abweichungen der Stationarität beeinträchtigt als die Ergebnisse des  $\mu/\sigma$ -Ansatzes, vgl. *Frankfurter/Phillips* (1975), S. 178.

<sup>69</sup> Vgl. die vorgeschlagenen Algorithmen bei *Levy/Sarnat* (1984), S. 219 ff.; *Porter/Wart/Ferguson* (1973) sowie *Bawa* (1975).

<sup>70</sup> Alle Untersuchungen berücksichtigen die Kontrollmitteilungen des BVI bis zum 09.12.1993. Die analysierten Fonds, die Berechnung ihrer Renditen sowie die Einteilung der untersuchten Zeiträume sind identisch mit jenen, die in einer weiteren Untersuchung der Autoren verwendet wurden, die die Identifikation von Timingaktivitäten dieser Fonds zum Inhalt hatte, vgl. *Steiner/Wittrock* (1994). Die Ergebnisse beider Studien sind somit direkt miteinander vergleichbar.

deskriptive Statistik der Fonds ist in Tabelle 1 enthalten, in der neben den Namen der untersuchten Fonds und ihrer Größe, gemessen durch das Fondsvermögen zum Jahresende 1991, die ersten 4 Momente ihrer Renditeverteilungen aufgenommen sind.

Die Anzahl der in die Stichproben einbezogenen Fonds variiert mit den festgelegten Untersuchungszeiträumen. Während sich die auf den Gesamtzeitraum ( $T_G$ : 5/1974 - 12/1991) sowie auf die erste Teilperiode ( $t_1$ : 5/1974 - 12/1979) beziehenden Analysen auf nur 16 Fonds erstrecken, erweitert sich die Stichprobe im zweiten Untersuchungszeitraum ( $t_2$ : 1/1980 - 12/1985) auf 18 und im letzten Zeitraum ( $t_3$ : 4/1986 - 12/1991) auf 21 Fonds. Alle untersuchten Fonds sind daher nur im letzten Zeitraum ersichtlich, der in der Tabelle 1 dargestellt ist. Diese Vorgehensweise wurde gewählt, um die in Deutschland nur geringe Anzahl von Aktienfonds, die für statistische Untersuchungen über ausreichend lange Zeitreihen verfügen, zu erweitern und möglichst vollständig zu erfassen. Verzerrungen in den Ergebnissen zur Performance-Messung der hier untersuchten Stichprobe durch Survivorship-Bias sind nicht anzunehmen, weil in der Untersuchungsperiode lediglich ein Fonds vom Markt geschieden ist. Dieser Fonds ist aber nicht aufgrund schlechter Performance, sondern wegen einer organisatorischen Restrukturierung der Kapitalanlagegesellschaft vom Markt genommen worden.<sup>71</sup>

Bei der Festlegung der Bewertungsperioden wurden unterschiedliche Gesichtspunkte berücksichtigt. Auf der einen Seite spricht der langfristige Charakter einer Investition in einen Aktieninvestmentfonds und statistische Gründe für eher längere Bewertungsperioden.<sup>72</sup> Auf der anderen Seite sind zu lange Meßperioden angesichts der Fluktuation der bewerteten Fondsmanager nicht sinnvoll. Daneben wird die Stationaritätsannahme bezüglich der Überschußrenditen des relativ  $\mu/\sigma$ -effizienten Benchmarkportfolios mit zunehmender Länge der Periode eher in Frage gestellt.

Die gewählten Zeiträume umfassen verschiedene Börsenphasen, deren Extrem durch die starken Kursschwankungen, insbesondere bedingt

---

<sup>71</sup> Es handelt sich dabei um den Südinvest II-Fonds. Vgl. zum Survivorship-Bias und seinen potentiellen Auswirkungen *Brown//Goetzmann/Ibbotson/Ross* (1992); *Hendricks/Patel/Zeckhauser* (1993), S. 116; *Steiner/Wittröck* (1994), S. 602.

<sup>72</sup> Mit zunehmender Anzahl von Beobachtungen wird die Prüfung auf statistische Signifikanz vielversprechender. Daneben ist aufgrund des zentralen Grenzwertsatzes der Statistik die dem  $\mu/\sigma$ -Prinzip zugrundeliegende Annahme der Normalverteilung der Renditen eher gegeben. Schließlich verbessert sich mit einer Zunahme der Beobachtungen auch die Aussagekraft bzw. Qualität der Parameter der für die zu vergleichenden weiteren Performance-Maße benötigten Regressionen und ihrer  $R^2$ , *Cramer* (1987), S. 253.

durch die Crashes im Oktober 1987 und 1990, in Zeitraum  $t_3$  markiert wird. Demgegenüber ist der Teilzeitraum  $t_1$  durch eine anhaltende Stagnation in der Kursentwicklung gekennzeichnet, während Teilzeitraum  $t_2$  durch eine ausgeprägte Hausse auf den Aktienmärkten geprägt war.

Basis der Renditeberechnungen sind die Anteilswerte der Fonds, die mit den Rücknahmepreisen übereinstimmen.<sup>73</sup> Sämtlichen Berechnungen liegen die monatlichen logarithmierten Nettoerträgen der einzelnen Fondszertifikate gemäß der Formel  $R_{Pt} = \ln((P_t + A_t)/P_{t-1})$  zugrunde, wobei  $R_{Pt}$  die stetige Rendite eines Fondsanteils,  $P_t$  der Preis eines Fondsanteils am Ende des Monats  $t$ ,  $P_{t-1}$  der Preis des Fondsanteils am Ende des Vormonats und  $A_t$  die für das Zertifikat im Monat  $t$  gezahlte Ausschüttung bezeichnen. Die Reinvestition der Barausschüttungen erfolgt zum Nettoinventarwert am Tag der Ausschüttung.<sup>74</sup> Ansonsten wären die Fonds gegenüber den als Benchmarks in den Modellen eingesetzten Indizes von vornherein bevorteilt, da die im Rahmen der Konstruktion von Performance-Indizes vorgenommene Reinvestition von Dividendenzahlungen ebenfalls nur mit der Bardividende erfolgt. Damit unterscheidet sich die Berechnung der Rendite von der des BVI, der bei der Reinvestition die Gesamtausschüttung (Barausschüttung einschließlich Körperschaftsteuerguthaben) zugrunde legt, um damit den Einfluß steuerlicher Unterschiede insbesondere vor dem Hintergrund internationaler Vergleiche auszuschließen.<sup>75</sup>

Der risikolose Zinssatz wird entsprechend dem einmonatigen Renditeintervall auf der Basis der monatlichen Geldmarktsätze am Frankfurter Bankplatz ermittelt und ebenfalls logarithmiert. Die Berechnung des Zinssatzes erfolgt mit  $R_{ft} = \ln(1 + (r_{ft}/12))$ , wobei  $r_{ft}$  den jährlichen Zinssatz von Einmonatsgeldern am Ende des Vormonats bezeichnet.

Die Bestimmung der Benchmark muß sich an den Überlegungen zum relativ  $\mu/\sigma$ -effizienten Portfolio orientieren. Dabei ist die Auswahl der als handelbar erachteten Wertpapiere zu treffen und aus diesen das  $\mu/\sigma$ -

<sup>73</sup> Der Ausgabepreis dagegen enthält den nach § 15 III f KAGG in den Vertragsbedingungen festzulegenden Ausgabeaufschlag, der nur zur Deckung der Ausgabe- und Distributionskosten dient und mit der Managerleistung nicht in Verbindung steht.

<sup>74</sup> Die taggenaue Reinvestition ist möglich, da am Ausschüttungstag sowohl die Höhe der Ausschüttung als auch der ex-Kurs verfügbar sind. Die Wertbereinigung wurde retrograd über die Methode der „Operation Blanche“ vorgenommen. Vgl. zu dieser Methode *Doerks* (1992), S. 239 ff.; zur Vorteilhaftigkeit der retrograden Bereinigung vgl. *Mühlbradt* (1978), S. 60 ff.

<sup>75</sup> Vgl. *BVI* (Hrsg.), *Investment 1991* (1991), S. 69f. Auf europäischer Ebene erfolgt dagegen stets die Reinvestition der Barausschüttung.



effiziente Portfolio zu bestimmen. Da die Renditen des gesamten Anlagepektrums der Manager nicht verfügbar sind, muß auf Indizes zurückgegriffen werden. Dabei scheint der als Performance-Index konstruierte DAFOX (Deutscher Aktien-Forschungsindex), der sämtliche an der Frankfurter Wertpapierbörse im amtlichen Handel notierten Aktien beinhaltet, als Benchmarkportfolio besonders geeignet.<sup>76</sup> Dieser Index deckt das für die Investitionen der Fonds wichtigste Marktsegment ab, da sie zum Großteil in deutschen Standardwerten und eher liquideren Aktien engagiert sind. Insofern erscheint auch die Wertgewichtung dieses Index sinnvoll. Darüber hinaus erfüllt er auch die zweite Bedingung an das Benchmarkportfolio, die relative  $\mu/\sigma$ -Effizienz. Die Effizienz des DAFOX konnte in einer Untersuchung von Göppl/Schütz mit Hilfe eines Hotelling- $T^2$ -Tests nicht abgelehnt werden.<sup>77</sup>

Die deskriptive Statistik gibt einen ersten Überblick über die Fonds sowie einige Indizes und ihre Kurs- respektive Renditeentwicklungen.

Die durchschnittlichen annualisierten Renditen der Fonds unterscheiden sich stark. Die Rendite des DAFOX weist trotz geringerer Standardabweichung die höchste Rendite unter allen Indizes auf.<sup>78</sup> Deutlich wird auch die sehr unterschiedliche Renditeentwicklung der in diesem Index enthaltenen Blue Chips und Small Caps, die auch als Einzelindizes zur Verfügung stehen. Die Standardabweichung der Fondsrenditen ist tendenziell geringer als die der Aktienindizes, was hauptsächlich darauf zurückzuführen ist, daß die Fonds in einem begrenzten Umfang auch liquide Mittel und festverzinsliche Wertpapiere halten. Besonders deutlich wird dies bei Betrachtung der Standardabweichungen der gemischten Fonds. Die Liquiditätshaltung und Positionen in festverzinslichen Wertpapieren wirken sich im übrigen auch deutlich auf die mittleren Renditen in den Teilperioden aus. Während sie die Renditen der Fonds in Zeiten haussierender Aktienmärkte merklich negativ beeinflussen, bewirken sie in Baissephasen gegenüber Indizes vergleichsweise höhere Renditen. Dies wird in der hier abgebildeten Crash-Periode ( $t_3$ ) beson-

---

<sup>76</sup> Vgl. zu diesem Index Göppl/Schütz (1992). Dieser Index ist in seiner Konstruktion weitgehend identisch mit dem am 22.04.92 eingeführten Composite DAX (CDAX); vgl. Gajo (1993), S. R248 ff.

<sup>77</sup> Vgl. Göppl/Schütz (1992), S. 32 ff. Dabei wurden allerdings aufgrund mathematisch bedingter Restriktionen die Branchenindizes des DAFOX als Testportfolios verwandt, wie die Autoren selber kritisch anmerken.

<sup>78</sup> Hier wird die Bedeutung der Dividendenbereinigung von Indizes deutlich. Trotz sonst ähnlicher Charakteristika der einzelnen Indizes bezüglich der Standardabweichung und der höheren Momente der Renditeverteilungen, weisen die nicht dividendenbereinigten FAZ-, FWB-, und CBK-Indizes weit geringere mittlere Renditen auf.

Tabelle 1

## Deskriptive Statistik der Investmentfonds im Teilzeitraum April 86 - Dezember 91

Nr.	Name des Fonds	FV	N	$\mu$	$\sigma$	Schiefte	Kurtosis	Shapiro Wilk*	PROB <W*
R2	Fondak	688,0	69	0,00907	0,2245	-1,2589	3,162	0,92537	0,0004
R3	Fondra 1)	352,3	69	0,00522	0,1523	-1,3036	3,194	0,90774	0,0001
R4	Adifonds	488,0	69	0,01487	0,2103	-1,3769	3,713	0,91603	0,0001
R7	Adiverba 2)	716,8	69	-0,02507	0,1993	-1,5861	5,786	0,91543	0,0001
R9	Plusfonds	227,1	69	0,03574	0,1959	-1,2904	3,453	0,91964	0,0002
R82	Dekafonds	1488,9	69	0,01394	0,2255	-1,0903	2,518	0,94350	0,0069
R120	Concentra	1113,3	69	0,03224	0,2155	-1,0806	2,391	0,93621	0,0022
R122	DIT-Fonds f. Vermögen	593,7	69	0,07119	0,1783	-1,0827	2,141	0,93546	0,0020
R126	Thesaurus	367,0	69	0,02565	0,2172	-1,1772	2,628	0,92916	0,0007
R138	DIT-Wachstum 3)	245,1	69	-0,01798	0,2301	-1,3676	3,860	0,91456	0,0001
R139	DIT-Spezial 4)	141,9	69	0,01993	0,2020	-1,2138	3,263	0,94210	0,0056
R164	Investa	1411,7	69	0,02921	0,2083	-0,9654	2,088	0,94434	0,0078
R169	GKD-Fonds 1)	113,2	69	0,02912	0,1053	-1,3403	3,816	0,92297	0,0003
R171	DWS-Bayern 5)	14,5	69	-0,00887	0,1957	-1,5840	4,131	0,89546	0,0001
R201	FT-Frankf.Effekten	411,4	69	0,04651	0,1637	-1,1132	2,334	0,92179	0,0002
R310	SMH-Spezial I 3)	515,0	69	0,07968	0,1795	-0,5752	0,674	0,96464	0,1346
R322	Unifonds	1738,0	69	0,02150	0,2065	-1,1720	2,580	0,91685	0,0001
R325	Unirak 1)	158,3	69	0,00225	0,1573	-3,4315	19,697	0,76228	0,0001
R360	Oppenheim-Priv. 6)	30,9	69	0,01485	0,1919	-2,2102	8,810	0,84731	0,0001
R541	Main-I-Universal	24,7	69	0,01054	0,2194	-1,1668	2,583	0,92925	0,0007
R680	MK Alfakapital	257,8	69	0,00414	0,1818	-1,1369	2,787	0,93460	0,0017
DRE	Durchschnitt 7)	528,5	69	0,01749	0,1804	-1,3783	3,651	0,91887	0,0001
Rf	Geldmarktsatz (1 Monat)		69	0,06027	0,0061	0,1534	-1,618	0,85725	0,0001
DAX	DAX		69	0,01096	0,2380	-0,9882	2,611	0,93383	0,0015
FAZ	FAZ		69	-0,01334	0,2380	-1,0960	2,760	0,92933	0,0008
CBK	CBIND		69	-0,02517	0,2431	-1,0199	2,459	0,93695	0,0025
FWB	FWBIND		69	-0,01603	0,2351	-1,0213	2,570	0,94290	0,0063
DAF	DAFOX (gesamt)		69	0,01179	0,2298	-1,1408	2,819	0,92930	0,0008
DAFBC	DAFOX (Blue Chip)		69	0,01350	0,2356	-1,0996	2,712	0,93029	0,0009
DAFSC	DAFOX (Small Cap)		69	0,00371	0,2185	-0,9858	2,652	0,94886	0,0153

Nr.	Die Fondsnummern entsprechen der Klassifikation des BVI
FV	Fondsvermögen in Mio. DM zum Jahresende 1991
N	Anzahl der Beobachtungen
$\mu$	durchschnittliche Rendite, annualisiert
$\sigma$	Standardabweichung, annualisiert
*	Shapiro-Wilk-Statistik zum Test auf Normalverteilung der Renditen
**	zugehöriges Signifikanzniveau

1) Gemischter Fonds; 2) Fonds investiert hauptsächlich in Bank- und Versicherungswerte; 3) Fonds investiert hauptsächlich in Wachstumswerte; 4) Fonds investiert vorwiegend in innovative, mittlere Unternehmen; 5) Fonds investiert hauptsächlich in bayerische Werte; 6) 1989 Änderung der Fondspolitik von gemischtem zu reinem Aktienfonds; 7) Durchschnittsrendite des aus allen Fonds der jeweiligen Periode gebildeten, gleichgewichteten Portfolios.

ders deutlich, in der 14 der 21 Fonds eine höhere annualisierte Rendite aufweisen als der DAFOX.

Die negativen Schiefekoeffizienten in dieser Periode sind insbesondere auf den Einfluß der Crashes zurückzuführen. Es fällt in diesem Zusammenhang auf, daß sich die Schiefekoeffizienten der reinen Aktienfonds in nur geringem Umfang von denen der Aktienindizes unterscheiden. Dies könnte ein erster grober Hinweis darauf sein, daß die Fonds kein Markt-Timing betrieben haben. Bei Vorliegen von Markt-Timing-Aktivitäten würde man eher eine gegenüber den Indizes rechtsschiefe Verteilung der Renditen erwarten.

In die Tabelle aufgenommen ist auch die Shapiro-Wilk-Statistik, mit der zusätzlich zum hier nicht wiedergegebenen Kolmogorov-Smirnov-

Test die Normalverteilungsannahme der Renditen getestet wurde.<sup>79</sup> Der W-Wert kann dabei als  $R^2$  der empirischen Verteilung bezüglich der theoretischen Verteilungsfunktion der Normalverteilung interpretiert werden. Je größer dieser Wert, desto eher ist dabei eine Normalverteilung anzunehmen. Das kritische Signifikanzniveau ist in der Tabelle ebenfalls angegeben. Die Hypothese normalverteilter Fonds- und Indexrenditen mußte in diesem Zeitraum mit Ausnahme eines Fonds (R310) abgelehnt werden.

## 2. Ergebnisse

### a) Der Einsatz des Positive Period Weighting Measure

In den Tabellen 2 und 3 sind die Ergebnisse sowohl des *PW* als auch des Jensen-Maßes dargestellt.<sup>80</sup> Zur Bestimmung der Gewichte wurden verschiedene Risikoaversionskoeffizienten verwendet.<sup>81</sup> Es ergaben sich jedoch keine nennenswerten Unterschiede der Ergebnisse, weder was die Höhe der absoluten Werte noch die Aussagen über ihre statistische Signifikanz betraf. Die Mehrzahl der Maße wies negative Werte auf. Nur wenige waren dabei signifikant von Null verschieden. Signifikante Werte waren nur bei Zugrundelegung eines Signifikanzniveaus von 10% auszumachen. Die Resultate des *PW*-Maßes unterscheiden sich nur marginal von denen des Jensen-Maßes. In keinem Fall trat ein Vorzeichenwechsel durch die Anwendung des jeweils anderen Maßes auf. Die nur geringen Unterschiede zwischen den mit beiden Maßen erzielten Ergebnissen können letztlich auf die mit ihnen unterstellten verschiedenen Nutzenfunktionen zurückgeführt werden. Im Fall normalverteilter Renditen müßten die beiden Maße zu identischen Ergebnissen führen.

---

<sup>79</sup> Vgl. *Shapiro/Wilk* (1965); *Royston* (1982). Diese auf Regressionstechnik beruhende Methode identifiziert auch sehr geringe Abweichungen von der Normalverteilung; dabei beruht sie letztlich auf der Methode des Wahrscheinlichkeitspapiers. Vgl. kritisch zu dieser Methode bei mehr als 50 beobachteten Werten *D'Agostino* (1971).

<sup>80</sup> Vgl. zu den Regressionsergebnissen des Jensen-Maßes im einzelnen *Nowak/Witrock* (1994), *Steiner/Witrock* (1994), S. 606.

<sup>81</sup> Es wurden sowohl der von *Grinblatt/Titman* (1993a) verwendete Risikoaversionsparameter in Höhe von 8 als auch der in einer empirischen Untersuchung von *Friend/Blume* (1975) ermittelte Wert von 2 eingesetzt. Obwohl sich die optimale Aufteilung zwischen risikoloser und -behafteter Anlage stark unterschied, waren die Ergebnisse praktisch identisch. Die gezeigten Resultate beruhen auf einem Risikoaversionsparameter von 0,05. Dieser wurde gewählt, weil die Summe der mit Hilfe dieses Parameters ermittelten Gewichte multipliziert mit der Zeitreihe der Renditen des Benchmarkportfolios am nächsten beim Wert Null lag.

Tabelle 2

**PW-Maß und Jensens Alpha im Vergleich in den Perioden 74/79 und 80/85;  
Referenzindex: DAFOX**

Zeit Fonds	74/79				80/85			
	PW-Maß*	t (PW)	Jensen	t(J)	PW-Maß*	t (PW)	Jensen	t(J)
R2	-0,04809	-0,759	-0,05009	-0,790	-0,17725	** -1,79	-0,17055	** -1,73
R3	-0,01645	-0,234	-0,01785	-0,245	-0,14350	-1,483	-0,13893	-1,442
R4	0,01416	0,172	0,01224	0,149	-0,22419	* -2,209	-0,22016	* -2,179
R7	-0,03584	-0,281	-0,03735	-0,293	0,34444	1,501	0,38211	-1,673
R9	0,04425	0,528	0,04287	0,512	-0,20713	-1,648	-0,20104	-1,607
R82	0,02259	0,299	0,02089	0,277	-0,22886	* -2,059	-0,23965	* -2,165
R120	-0,04708	-0,703	-0,04935	-0,733	-0,14276	-1,228	-0,13866	-1,198
R122	0,06489	0,676	0,06340	0,660	0,00302	0,017	0,00590	0,034
R126	-0,07905	-1,072	-0,08111	-1,100	-0,12372	-0,962	-0,12607	-0,985
R164	-0,02458	-0,283	-0,02631	-0,303	-0,16243	-1,499	-0,16564	-1,535
R169	-	-	-	-	-0,04472	-0,449	-0,05182	-0,523
R201	0,02772	0,207	0,02706	0,202	0,06906	0,516	0,06770	0,058
R310	-0,19897	** -1,69	-0,20084	** -1,71	-0,16372	-1,072	-0,19503	-1,283
R322	-0,00745	-0,092	-0,01006	-0,124	-0,16257	-1,602	-0,17230	** -1,71
R325	-	-	-	-	0,23025	1,137	0,24711	1,225
R360	-0,25845	** -1,69	-0,25919	** -1,69	-0,18104	-0,910	-0,16199	-0,818
R541	-0,03032	-0,203	-0,03264	-0,218	-0,13249	-0,958	-0,13025	-0,946
R680	-0,02595	-0,127	-0,02651	-0,130	-0,23732	** -1,67	-0,22853	-1,612
DREN	-0,03741	-0,696	-0,03905	-0,726	-0,09361	-1,463	-0,09099	-1,428
DAFOX	0,00229	-	-	-	0,00291	-	-	-

Die PW- und Jensen-Maße sind in Prozent auf monatlicher Basis angegeben.

\* Signifikant auf dem 5 %-Niveau (\*\* = 10 %-Niveau)

Die Sensitivität des PW gegenüber der Benchmarkwahl wurde ebenfalls getestet. Die absoluten Werte des PW, die in der Tabelle 4 wiedergegeben sind, zeigen eine hohe Sensitivität bezüglich der Ausprägungen der absoluten Werte. Letztlich unterstreicht dies die besondere Bedeutung der Bestimmung des aus den als handelbar angesehenen Wertpapieren bestehenden relativ  $\mu/\sigma$ -effizienten Benchmarkportfolios.

Demgegenüber sind die Resultate bei einem auf der Grundlage dieses Maßes vorgenommenen Ranking unempfindlich gegenüber der Verwendung verschiedener Indizes, wie die hohen Pearson-Korrelationskoeffizienten in den Tabellen 5 und 6 zeigen.<sup>82</sup>

<sup>82</sup> Kritisch anzumerken ist allerdings, daß ein Ranking mit dem PW-Maß nur mit Vorbehalt möglich ist, da es, wie oben bereits angedeutet, sowohl Selectivity- als auch Timingkomponenten mißt. Letztere sind auf das in Abhängigkeit von Timinginformationen variierte systematische Risiko des Portfolios zurückzuführen. Eine Bewertung der Höhe des systematischen Risikos kann aber nicht ohne Rückgriff auf die Risikoaversion des Bewertenden erfolgen. Auch mit dem Jensen-Maß ist theoretisch ein Ranking nicht möglich, vgl. *Alexander/Francis* (1986), S. 245, *Ang* (1978).

Tabelle 3

PW-Maß und Jensens Alpha im Vergleich in den Perioden 86/91 und 74/91;  
Referenzindex: DAFOX

Zeit	4/86-12/91				5/74-12/91			
	Fonds	PW	t (PW)	Jensen	t (J)	PW	t (PW)	Jensen
R2	-0,0416	-0,340	-0,0365	-0,298	-0,0942	** -1,710	-0,0940	** -1,706
R3	-0,2005	** -1,730	-0,1970	** -1,697	-0,1112	* -2,034	-0,1113	* -2,035
R4	-0,0199	-0,146	-0,0145	-0,106	-0,0634	-1,012	-0,0636	-1,015
R7	-0,3920	-1,512	-0,3854	-1,486	0,0095	0,077	0,0124	0,101
R9	0,1291	0,936	0,1335	0,967	-0,0343	-0,498	-0,0337	-0,490
R82	0,0031	0,030	0,0071	0,068	-0,0732	-1,303	-0,0742	-1,320
R120	0,1344	0,944	0,1386	0,973	-0,0292	-0,441	-0,0300	-0,454
R122	0,3823	** 1,831	0,3867	** 1,852	0,0638	0,600	0,0649	0,611
R126	0,0829	0,611	0,0876	0,646	-0,0637	-0,923	-0,0640	-0,927
R138	-0,2608	** -1,720	-0,2546	** -1,677	-	-	-	-
R139	-0,0191	-0,065	-0,0126	-0,043	-	-	-	-
R164	0,1002	0,914	0,1032	0,942	-0,0213	-0,363	-0,0227	-0,388
R169	-0,0823	-0,942	-0,0796	-0,911	-	-	-	-
R171	-0,2517	-1,412	-0,2439	-1,368	-	-	-	-
R201	0,1654	1,427	0,1678	1,449	0,1359	** 1,827	0,1344	** 1,807
R310	0,4540	** 1,844	0,4532	1,840	0,0793	0,751	0,0738	0,699
R322	0,0305	0,250	0,0349	0,287	-0,0433	-0,731	-0,0444	-0,751
R325	-0,2594	-0,871	-0,2505	-0,841	-	-	-	-
R360	-0,0768	-0,295	-0,0671	-0,258	-0,2058	** -1,740	-0,2006	** -1,694
R541	-0,0385	-0,302	-0,0338	-0,265	-0,1315	-1,506	-0,1302	-1,490
R680	-0,1554	-1,441	-0,1521	-1,410	-0,1174	-1,262	-0,1175	-1,263
DREN	-0,0468	-0,528	-0,0421	-0,475	-0,0582	-1,440	-0,0579	-1,432
DAFOX	-0,0043	-	-	-	0,0008	-	-	-

Die PW- und Jensen-Maße sind in Prozent auf monatlicher Basis angegeben.

\* Signifikant auf dem 5 %-Niveau (\*\* = 10 %-Niveau)

Tabelle 4

Statistik der absoluten Werte der Positive Period Weighting Measure  
bei der Verwendung unterschiedlicher Indizes

Periode	Benchmark	Durchschnitt	Standardab.	Minimum	Maximum
74/79	DAFOX	-0,00037	0,00084	-0,00258	0,00065
	DAFBC	-0,00042	0,00083	-0,00263	0,00062
	DAX	0,00208	0,00102	-0,00044	0,00316
80/85	DAFOX	-0,00094	0,00161	-0,00237	0,00344
	DAFBC	-0,00020	0,00159	-0,00162	0,00450
	DAX	0,00190	0,00151	0,00063	0,00701
86/91	DAFOX	-0,00015	0,00207	-0,00392	0,00454
	DAFBC	-0,00035	0,00208	-0,00416	0,00434
	DAX	-0,00027	0,00208	-0,00408	0,00438
74/91	DAFOX	-0,00044	0,00086	-0,00206	0,00136
	DAFBC	-0,00033	0,00086	-0,00195	0,00144
	DAX	0,00126	0,00083	-0,00051	0,00282

Theoretisch müßten sich das allein die Selektivität messende Jensen-Maß und das PW-Maß bei Vorliegen von Timingaktivitäten unterscheiden. Die nahezu vollständige Übereinstimmung der Ergebnisse auf der

Tabelle 5

**Pearson-Korrelationskoeffizienten  
bei der Anwendung des Positive Period  
Weighting Measure unter Verwendung  
verschiedener Indizes; linke untere Hälfte:  
Zeitraum 74/79; rechte obere Hälfte:  
Zeitraum 80/85**

Indizes	DAFOX	DAFOX BC	DAX
DAFOX	1	0,99403	0,90975
DAFOX BC	0,99981	1	0,94923
DAX	0,91695	0,91256	1

Tabelle 6

**Pearson-Korrelationskoeffizienten  
bei der Anwendung des Positive Period  
Weighting Measure unter Verwendung  
verschiedener Indizes; linke untere Hälfte:  
Zeitraum 86/91; rechte obere Hälfte:  
Zeitraum 74/91**

Indizes	DAFOX	DAFOX BC	DAX
DAFOX	1	0,99977	0,97048
DAFOX BC	0,99982	1	0,97371
DAX	0,9998	0,99989	1

Basis des Jensen- und *PW*-Maßes, die durch sehr hohe Pearson-Korrelationskoeffizienten (Periode  $t_1$ : 1,0; Periode  $t_2$ : 0,9975; Periode  $t_3$ : 1,0 und Gesamtzeitraum: 0,9998) unterstrichen wird, läßt die Schlußfolgerung zu, daß die Portfoliomanager nicht über Timingfähigkeiten verfügen bzw. in den hier untersuchten Perioden verfügt haben.

Allerdings läßt sich zeigen, daß das Jensen-Maß nur unter bestimmten Bedingungen eine negative Verzerrung bei Timingfähigkeiten bewirkt. In sämtlichen der hier untersuchten Perioden sind die Voraussetzungen dafür gegeben, daß das Jensen-Alpha bei Timingfähigkeiten von Managern nach oben verzerrt wird. Daher nimmt dieses Maß eher den Charakter eines die Gesamtperformance schätzenden Maßes an.<sup>83</sup> Aus diesem

<sup>83</sup> Zu den Bedingungen, bei denen von einer negativen Verzerrung auszugehen ist, vgl. *Shukla/Trzcinka* (1992), S. 14, sowie ausführlich *Wittrock* (1995), S. 87 ff. Zur diesbezüglichen Relevanz in den hier untersuchten Perioden vgl. *Wittrock* (1995), S. 281; der Charakter des Jensen-Alphas als Gesamtperformance-Maß wurde auch im Rahmen von Simulationen nachgewiesen, vgl. *Wittrock* (1995), S. 278 ff.

Grund ist die weitgehende Übereinstimmung beider Maße nicht weiter überraschend und nicht generell als Fehlen von Timingfähigkeiten zu interpretieren. Grinblatt/Titman dagegen weisen in ihrer Arbeit auf die positiven Verzerrungen des Jensen-Alphas nicht hin und interpretieren ihre Resultate lediglich auf der Basis der theoretischen Hintergründe der Maße.<sup>84</sup> Ihre Aussage, daß aus der Identität des PW- und Jensens-Maßes auf fehlende Timingfähigkeiten geschlossen werden kann, ist somit nicht haltbar.

Es bleibt die Feststellung, daß für die Mehrheit der hier untersuchten Fonds die dem Jensen-Alpha entgegengebrachte Kritik, durch die Unterstellung konstanter Portfoliobetas keine Timingaktivitäten der Manager zu berücksichtigen und somit der Gefahr einer negativen Verzerrung ausgesetzt zu sein, für die hier untersuchten Perioden irrelevant ist. Die oben gezogene Schlußfolgerung, daß im Durchschnitt keine Timingfähigkeiten vorliegen, wird gleichwohl durch weitere Untersuchungen der Verfasser mit Hilfe anderer Ansätze untermauert.<sup>85</sup>

Das Vorherrschen negativer Jensen- und PW-Maße bei gleichzeitigem Fehlen statistisch signifikant positiver Performance legt die Vermutung nahe, daß es den Fonds nicht gelungen ist, die Marktrendite bzw. das aus Sicht der Investoren relativ effiziente Benchmarkportfolio in seiner Rendite risikobereinigt zu übertreffen. Da zum einen Meßfehler der Benchmark-Renditen keine Erklärung für die negativen Werte liefern<sup>86</sup> und zum anderen den Ergebnissen zufolge im Durchschnitt von keinerlei erfolgreichen Timingfähigkeiten ausgegangen werden kann, ist anzunehmen, daß die Manager keine superiore Performance erwirtschaftet haben.<sup>87</sup>

#### b) Die Verwendung der stochastischen Dominanzkriterien

Mit den stochastischen Dominanzkriterien soll das auf der Grundlage der bisher untersuchten Performance-Maße erfolgte Ranking der Fonds,

---

<sup>84</sup> Vgl. Grinblatt/Titman (1993a), S. 18f.

<sup>85</sup> Vgl. Steiner/Wittrock (1994), Wittrock (1995), S. 349ff.

<sup>86</sup> Vgl. Cumby/Glen (1990), S. 500f., die zeigen, daß im Falle von Meßfehlern der Benchmarkrenditen sowohl das Jensen- als auch das PW-Maß nach oben verzerrt werden.

<sup>87</sup> Diese eindeutige Schlußfolgerung ist deshalb möglich, weil selbst bei Nutzung einer ineffizienten Benchmark im Falle nicht vorhandener Timinginformationen auf Seiten der Manager jedes relativ zur Benchmark effiziente Portfolio ein positives Jensen-Alpha aufweisen müßte. Letzteres würde zwar nicht unbedingt auf eine superiore Performance hinweisen; ein negatives Alpha dagegen läßt die eindeutige Aussage zu, daß der Manager auf keinen Fall eine superiore Performance erwirtschaftet hat, vgl. Dybvig/Ross (1985), S. 410.

welches sich unabhängig von der Wahl des zugrundeliegenden Benchmarkportfolios den Ergebnissen zufolge tendenziell unproblematisch darstellt, überprüft werden.<sup>88</sup> Eine Bestätigung der Ergebnisse in der Hinsicht, daß nur die von den verschiedenen Verfahren als beste Portfolios eingestuft Fonds durch die stochastische Dominanz als effizient selektiert werden, würde die Relevanz der Verfahren erhärten können. Darüber hinaus wird durch einen paarweisen Vergleich jedes Fonds mit dem DAFOX der Frage nachgegangen, ob der Fonds den Index dominiert hat oder umgekehrt. Auf diese Weise sind Rückschlüsse auf die Performance der Manager bzw. der Fonds möglich.

Obwohl die Effizienz der stochastischen Dominanz unter Umständen stark vom untersuchten Zeitraum und insbesondere von dessen Länge abhängt, werden die Kriterien für die vergleichsweise langen Perioden von 6 Jahren angewendet, um eine direkte Vergleichbarkeit mit den Ergebnissen der anderen Verfahren zu gewährleisten.<sup>89</sup>

Tabelle 7 zeigt die Ergebnisse bei der Anwendung der stochastischen Dominanz auf die Fonds, wobei eine 0 bedeutet, daß der jeweilige Fonds nach dem entsprechenden Grad der stochastischen Dominanz von mindestens einem anderen dominiert wird und somit als ineffizient anzusehen ist. Eine 1 bedeutet entsprechend die Zugehörigkeit zur Gruppe der effizienten Portfolios, die sowohl dominierende, gleich eingestufte als auch nicht vergleichbare Fonds enthält.

Wie bereits in den theoretischen Ausführungen vermutet und auch in anderen Untersuchungen bestätigt, ist die stochastische Dominanz 1. Grades als Selektionskriterium untauglich, da alle Fonds als effizient eingestuft werden.<sup>90</sup> Dies ist nicht weiter überraschend, da sämtliche Renditeausprägungen eines Fonds geringer sein müßten als die eines anderen, um von letzterem dominiert zu werden.

---

<sup>88</sup> Das Ranking in dieser Untersuchung erscheint deshalb gerechtfertigt, weil mit wenigen Ausnahmen von der Abwesenheit von Timingaktivitäten ausgegangen werden kann. Darüber hinaus wurde ein Ranking auch mit den klassischen Ranking-Maßen von Sharpe, Treynor und Treynor/Black vorgenommen. Die Korrelationen zwischen den damit ermittelten Reihenfolgen der Fonds und jenen mit dem Jensen- und *PW*-Maß bestimmten lagen in allen Perioden nahe bei Eins, die geringsten Werte waren mit 0,94 ebenfalls noch sehr hoch, vgl. *Nowak/Wittrock* (1994), S. 111.

<sup>89</sup> Vgl. zur Problematik instationärer Renditeverteilungen im Rahmen der Performance-Messung mit der stochastischen Dominanz *Saunders/Ward/Woodward* (1980), S. 325, die deshalb lediglich einen knapp 3-jährigen Zeitraum bei monatlichen Renditeintervallen wählen.

<sup>90</sup> Vgl. auch die Resultate der die stochastischen Dominanzkriterien anwendenden Untersuchungen von *Levy/Sarnat* (1970), *Joy/Porter* (1974), *Meyer* (1977), *Saunders/Ward/Woodward* (1980), *Woodward* (1983); *Möhlmann* (1993).



Tabelle 7

**Effiziente Fonds anhand der Kriterien der Stochastischen-Dominanz-  
Betrachtung nur der Fonds untereinander**

Zeitraum	05/74-12-/79			01/80-12/85			04/86-12/91			05/74-12/91		
Fondnamen	FSD	SSD	TSD	FSD	SSD	TSD	FSD	SSD	TSD	FSD	SSD	TSD
Fondak (R2)	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0
Fondra (R3)	1	1	1	1	0	0	1	0	0	1	1	1
Adifonds (R4)	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0
Adiverba (R7)	1	1	1	1	1	1	1	0	0	1	0	0
Plusfonds (R9)	1	1	1	1	0	0	1	0	0	1	0	0
Dekafonds (R82)	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0
Concentra (120)	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0
Dit-Fonds f.V. (R122)	1	1	1	1	0	0	1	1	1	1	1	1
Thesaurus (R126)	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0
Dit-Wachstum (R138)	-	-	-	-	-	-	1	0	0	-	-	-
Dit-Spezial (R139)	-	-	-	-	-	-	1	0	0	-	-	-
Investa (R164)	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0
GKD-Fonds (R169)	-	-	-	1	1	1	1	1	1	-	-	-
DWS-Bayern (R171)	-	-	-	-	-	-	1	0	0	-	-	-
FT-Frankf. Eff. (R201)	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
SMH-Spezial I (R310)	1	1	1	1	0	0	1	1	1	1	1	1
Unifonds (R322)	1	0	0	1	1	1	1	0	0	1	0	0
Unirak (R325)	-	-	-	1	1	1	1	0	0	-	-	-
Oppenh. Priv. (R360)	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0
Main-I-Univ. (R541)	1	1	1	1	1	1	1	0	0	1	0	0
MK Alfakap. (R680)	1	1	0	1	1	1	1	0	0	1	0	0

(FSD: First Degree Stochastic Dominance; SSD: Second Degree Stochastic Dominance; TSD: Third Degree Stochastic Dominance)

Unter der zusätzlichen Annahme der Risikoaversion im Rahmen der Anwendung der stochastischen Dominanz 2. Grades ergibt sich dagegen eine – in Abhängigkeit von der Untersuchungsperiode – starke Verringerung der als effizient beurteilten Fonds. Die als effizient eingestufte Gruppe beträgt in der Periode 74/79 nur noch 50 %, in 80/85 40 %, in der durch den Crash beeinflussten Periode 20 % und in der Gesamtperiode 25 % der vorhandenen Fonds. Dagegen erweist sich die Anwendung der stochastischen Dominanz dritten Grades als wenig effektiv. Nur in einem Fall ermöglicht ihre Berechnung eine Verringerung der effizienten Gruppe (Fonds R680 im ersten Zeitraum).

Der Vergleich der auf Grundlage der stochastischen Dominanz 2. Grades als effizient eingestuften Fonds mit dem auf Basis der klassischen Performance-Maße erhaltenen Ranking wird in den Tabellen 8 und 9 ersichtlich. Dabei wurden zusätzlich die mit Hilfe der klassischen Rankingmaße festgelegten Rangfolgen der Fonds aufgenommen.<sup>91</sup> Die schraffierten Fonds

<sup>91</sup> Vgl. *Treynor* (1965); *Sharpe* (1966); *Treynor/Black* (1973). Zu diesen Maßen vgl. auch *Nowak/Wittrock* (1993), S. 34 ff. sowie *Steiner/Bruns* (1993), S. 447 ff.

sind jene, die bei Anwendung der stochastischen Dominanz 2. Grades als effizient beurteilt werden.

Tabelle 8

**Ranking der Fonds auf der Grundlage des PW-Maßes  
und klassischer Performance-Maße; Referenzindex: DAFOX**

Periode	5/74-12/79					Fonds	5/74-12/91				
	J	PW	T	TB	Sh		J	PW	T	TB	Sh
R2	13	13	13	13	10	R2	12	12	12	15	12
R3	7	7	7	9	7	R3	13	13	15	16	15
R4	5	5	5	5	5	R4	9	9	9	10	9
R7	11	11	12	10	12	R7	4	4	4	4	4
R9	2	2	2	2	2	R9	7	7	7	7	7
R82	4	4	4	3	4	R82	11	11	11	12	11
R120	12	12	11	12	9	R120	6	6	6	6	6
R122	1	1	1	1	1	R122	3	3	3	3	3
R126	14	14	14	14	14	R126	10	10	10	9	10
R164	8	8	8	11	8	R164	5	5	5	5	5
R201	3	3	3	4	3	R201	1	1	1	1	1
R310	15	15	15	16	15	R310	2	2	2	2	2
R322	6	6	6	6	6	R322	8	8	8	8	8
R360	16	16	16	15	16	R360	16	16	16	14	16
R541	10	10	9	8	11	R541	15	15	13	13	13
R680	9	9	10	7	13	R680	14	14	14	11	14

J=Jensen-Maß, PW= Positive Period Weighting Measure T=Treynor-Ratio,  
TB=Treynor/Black-Appraisal-Ratio, Sh=Sharpe-Ratio

Über alle Zeiträume hinweg betrachtet werden jene Fonds, die auf der Grundlage der Performance-Maße die ersten drei Ränge einnehmen, von der stochastischen Dominanz als effizient eingestuft. Daneben ordnet dieses Kriterium jedoch auch solche Fonds der Gruppe der effizienten Fonds zu, von denen es gemäß den Ergebnissen der Performance-Maße nicht zu erwarten gewesen wäre. Dies betrifft insbesondere Fonds, die sich auf den letzten Plätzen befinden. Dabei ist auffallend, daß es sich bei diesen entweder um in bestimmte Marktsegmente investierende (R7, R310) oder um gemischte Fonds mit einer vergleichsweise geringen Standardabweichung handelt (R3, R169).

Eine Analyse unter Einbeziehung der deskriptiven Statistik ergibt, daß gerade jene Fonds mit Hilfe der stochastischen Dominanz anders bewertet werden,

- deren Renditen nicht als normalverteilt gelten können (R541, R680 in Periode 74/79; R3 in Periode 74/91),
- deren Schiefekoeffizient stark von dem der anderen Fonds abweicht (R7, R680 in Periode 74/79, R680 in Periode 80/85) und
- die eine vergleichsweise sehr geringe Standardabweichung aufweisen (R322 in Periode 80/85, R169 in Periode 86/91).

Tabelle 9

**Ranking der Fonds auf der Grundlage des PW-Maßes  
und klassischer Performance-Maße; Referenzindex: DAFOX**

Periode	1/80-12/85					Fonds	4/86/12/91				
	J	PW	T	TB	Sh		J	PW	T	TB	Sh
<b>R2</b>	12	13	9	16	7	<b>R2</b>	13	13	13	14	13
<b>R3</b>	9	9	12	11	12	<b>R3</b>	17	17	19	21	19
<b>R4</b>	16	16	14	18	13	<b>R4</b>	11	11	11	11	11
<b>R7</b>	1	1	2	1	1	<b>R7</b>	21	21	21	19	21
<b>R9</b>	15	15	17	13	16	<b>R9</b>	5	5	4	5	4
<b>R82</b>	18	17	15	17	15	<b>R82</b>	9	9	9	9	10
<b>R120</b>	8	8	7	9	6	<b>R120</b>	4	4	5	4	5
<b>R122</b>	4	4	4	4	9	<b>R122</b>	2	2	2	1	2
<b>R126</b>	6	6	6	8	5	<b>R126</b>	7	7	7	7	7
-	-	-	-	-	-	<b>R138</b>	20	20	17	20	17
-	-	-	-	-	-	<b>R139</b>	10	10	10	10	9
<b>R164</b>	11	10	10	12	8	<b>R164</b>	6	6	6	6	6
<b>R169</b>	5	5	5	5	4	<b>R169</b>	15	15	15	16	15
-	-	-	-	-	-	<b>R171</b>	18	18	18	17	18
<b>R201</b>	3	3	3	3	3	<b>R201</b>	3	3	3	3	3
<b>R310</b>	14	12	13	10	14	<b>R310</b>	1	1	1	2	1
<b>R322</b>	13	11	11	15	10	<b>R322</b>	8	8	8	8	8
<b>R325</b>	2	2	1	2	2	<b>R325</b>	19	19	20	15	20
<b>R360</b>	10	14	16	6	18	<b>R360</b>	14	14	14	12	14
<b>R541</b>	7	7	8	7	11	<b>R541</b>	12	12	12	13	12
<b>R690</b>	17	18	18	14	17	<b>R690</b>	16	16	16	18	16

J=Jensen-Maß, PW= Positive Period Weighting Measure T=Treynor-Ratio,  
TB=Treynor/Black-Appraisal-Ratio, Sh=Sharpe-Ratio

Ersteres legt die Schwäche der grundlegenden Annahme über die Normalverteilung der Renditen offen, die den auf dem  $\mu/\sigma$ -Prinzip aufbauenden Ansätzen zugrunde liegt. Der Einfluß der abweichenden Schiefe der Renditeverteilung ist ebenfalls in diesem Zusammenhang zu sehen, weil die Verfahren lediglich die ersten beiden Momente der Wahrscheinlichkeitsverteilung der Renditen berücksichtigen. Gleichwohl werden die als beste anzusehenden Fonds auch mit Hilfe der stochastischen Dominanzüberlegungen als die überlegenen Fonds identifiziert.

Der paarweise Vergleich zwischen den Fonds und dem DAFOX läßt mit Ausnahme der Periode 86/91 nur für einige wenige Fonds den Schluß zu, daß diese den Index dominierten. Dies sind

- in Periode 74/79: R9, R122;
- in Periode 80/85: R7;
- in Periode 86/91: R4, R9, R82<sup>92</sup>, R120, R122, R126, R139, R164, R169, R201, R310, R322.;
- in Periode 74/91: R201.

<sup>92</sup> Dieser Fonds dominierte den Index nur bei stochastischer Dominanz 3. Grades.

Mit Ausnahme eines einzigen Fonds (R138), der in der Periode 86/91 bei Anwendung der stochastischen Dominanz 3. Grades vom DAFOX dominiert wird, sind sonst keinerlei Dominanzen festzustellen. Es ist daher davon auszugehen, daß alle anderen Fonds nach dem Kriterium der stochastischen Dominanz nicht mit dem Index vergleichbar waren oder in ihrer Renditeentwicklung dem DAFOX entsprachen.

Die als dominierend eingestuften Fonds sind exakt jene, die nach Jensens Alpha und dem *PW*-Maß eine überdurchschnittliche, allerdings nur zum Teil statistisch signifikante, positive Performance aufweisen.<sup>93</sup> Sie sind ausnahmslos auf den ersten Rängen beim durch das *PW*- und Jensen-Maß vorgenommenen Ranking der Fonds zu finden. Dies gilt auch für die Crash-Periode, in der die 12 als effizient identifizierten Fonds die ersten 11 Ränge einnehmen. Lediglich ein Fonds (R169), der mit dem *PW*- und Jensen-Maß auf Rang 15 plaziert ist, wurde zu den effizienten Fonds gruppiert, obwohl statt dessen eigentlich der den 12. Rang in der Rankingliste einnehmende Fonds R541 zu erwarten gewesen wäre.

Insgesamt werden die Ergebnisse des *PW*-Maßes und des Jensen-Maßes durch die sich bei der Anwendung der stochastischen Dominanz ergebenden Resultate weitgehend untermauert. Trotz der zum Teil fehlenden Normalverteilungseigenschaft der Renditen sind die Schlußfolgerungen bezüglich der Performance der Fonds nahezu identisch mit jenen auf Basis der auf dem  $\mu/\sigma$ -Prinzip beruhenden, die Selektionsfähigkeiten (Jensen-Maß) oder die Gesamtperformance (*PW*-Maß) messenden Verfahren.

## VI. Fazit

Die wesentlichen Ergebnisse dieser Untersuchung lassen sich vor dem Hintergrund der mit der Performance-Messung von Wertpapierportfolios grundsätzlich aufgeworfenen Fragen wie folgt zusammenfassen:

Die Problematik der *Benchmarkauswahl* kann durch einen auf Informationsasymmetrie aufbauenden Ansatz im Sinne von Grinblatt/Titman entschärft werden. Die Beurteilung von Portfolios bzw. Investmentfonds kann theoretisch mit Hilfe einer Benchmark erfolgen, die aus der Sicht uninformatierter Investoren relativ  $\mu/\sigma$ -effizient ist und nur solche Wert-

---

<sup>93</sup> Die statistische Signifikanz bezieht sich dabei auf ein Signifikanzniveau von 10% und betrifft nur die Performance des R201 im Gesamtzeitraum, des R7 im Zeitraum 80/85 und des R310 in der Periode 86/91.

papiere enthält, die aus der Sicht der Investoren als handelbar erachtet werden. Dies erlaubt eine Performance-Messung auch mit einer Benchmark, die nicht aus sämtlichen Vermögensgegenständen im Sinne des CAPM-Marktportfolios zusammengesetzt ist. Gleichwohl kann unter bestimmten Bedingungen auf die kapitalmarkttheoretisch fundierten Ansätze wie das Jensen-Maß zurückgegriffen werden.

Die mit *Timingaktivitäten* der Manager zusammenhängende Problematik kann durch unterschiedliche Ansätze berücksichtigt werden. Erfolgt die Messung der Performance wie in dieser Studie auf rein externer Basis ohne die Kenntnis von Portfoliogewichten, erscheint dabei die Anwendung der Positive Period Weighting Measure von Grinblatt/Titman erfolgversprechend und theoretisch einsichtig. Im wesentlichen besteht die Verallgemeinerung des Ansatzes von Grinblatt/Titman gegenüber dem CAPM darin, daß von einer quadratischen Nutzenfunktion abgewichen wird und mit der Unterstellung einer konstanten relativen Risikoaversion eine realitätsnähere Annahme über die Eigenschaften der Nutzenfunktion zugrunde gelegt wird.

Die empirischen Untersuchungen zeigen sehr hohe Korrelationen zwischen dem die Gesamtperformance messenden *PW*-Ansatz und dem Jensen-Maß, das theoretisch die allein auf Selektionsfähigkeiten des Managers zurückzuführende Performance identifiziert. Dabei wird ein Vorherrschen negativer Maße beobachtet. Dies führt zu dem Schluß, daß die Fondsmanager im Durchschnitt keine superiore Performance generieren konnten.

Die empirischen Ergebnisse der auf zum Teil restriktiven Prämissen beruhenden Ansätze werden durch die Anwendung der *Stochastischen Dominanz* 1., 2. und 3. Grades untermauert. Tatsächlich wird eine mit Hilfe der verschiedenen Verfahren gemessene positive Performance durch die Stochastische Dominanz 2. Grades bestätigt, indem ein paarweiser Vergleich der Renditeverteilung des Index und des jeweiligen Fonds angestellt wird. Auch das mit Hilfe der verschiedenen Verfahren vorgenommene Ranking der Fonds untereinander kann tendenziell bestätigt werden, wenn auch nicht mit der gleichen Eindeutigkeit.

Die Performance deutscher Aktieninvestmentfonds hat unter Einsatz verschiedener Ansätze zu ihrer Messung insgesamt keine überdurchschnittlichen Leistungen der Manager angezeigt. Gleichwohl deuten die Ergebnisse darauf hin, daß es zumindest vereinzelt Fonds gelungen ist, nach Abzug von Managementkosten die Rendite eines breit diversifizierten Index, dessen Effizienz in einer Untersuchung empirisch bestätigt

wurde, risikobereinigt zu übertreffen. Darüber hinaus verfügen die Manager den Resultaten zufolge über keine Timingfähigkeiten, d. h., es ist davon auszugehen, daß Überrenditen allein auf Selektivitätsinformationen zurückzuführen sind. Letzteres ist ökonomisch vor dem Hintergrund sowohl der Fondsvolumen als auch der rechtlichen Rahmenbedingungen in den hier untersuchten Perioden erklärbar. Auf der einen Seite sind häufige, größere Umschichtungen zwischen festverzinslichen Anlagen und dem Fondsvermögen zur Umsetzung von Timingaktivitäten mit hohen Transaktionskosten verbunden. Darüber hinaus wäre damit unter Umständen in Anbetracht der Enge gerade des deutschen Marktes eine Beeinflussung der Marktpreise wahrscheinlich, die den Erfolg von Handels-Strategien reduzieren würde. Dieser Effekt kann durch Gruppen-Verhalten der Manager (Herding), für das es empirischen Untersuchungen zufolge Hinweise gibt, noch weiter verstärkt werden.<sup>94</sup> Ein Weg, trotz der aus diesen Bedingungen resultierenden Inflexibilität der Fondsmanager Timinginformationen in Anlagestrategien umzusetzen, ist der Handel mit derivativen Instrumenten.<sup>95</sup> Da der Erwerb von Derivaten für deutsche Investmentfonds jedoch erst nach der am 01.03.1990 in Kraft getretenen KAGG-Novelle ermöglicht wurde und der Kauf von Optionen auf Indizes erst mit Verabschiedung des 2. Finanzmarktförderungsgesetzes erlaubt sein wird, stand den Fonds diese Möglichkeit zur Flexibilisierung ihrer Anlagestrategien in den hier untersuchten Zeiträumen noch nicht offen.

Zieht man die von den Fonds im Durchschnitt erhobenen Managementgebühren in Höhe von durchschnittlich ca. 0,5 - 1,1 % p.a. in Betracht, kann dies als Indiz dafür gelten, daß die negative Performance der Fonds insbesondere auf zu hohe Kosten zurückzuführen ist. Die Fonds sind im Durchschnitt nicht in der Lage, ihre kostenintensiven Researchbemühungen durch eine entsprechende Performance zu kompensieren.

Diese Studie fundiert die bisher angestellten Untersuchungen zur Performance-Messung insofern, als sie mit einem theoretisch überlegenen Ansatz zu Resultaten gelangt, die denen mit Hilfe anderer Maße erzielten, noch vor dem Hintergrund des CAPM interpretierten nahezu entsprechen. Insofern sind die Ergebnisse dieser Untersuchung auch für weitere Forschungen auf dem Gebiet der Performance-Messung nutzbar. So können Untersuchungen zur Konstanz der Performance oder Analysen über die Möglichkeit der Prognose zukünftiger Performance aus der

---

<sup>94</sup> Vgl. *Grinblatt/Titman/Wermers* (1993), *Scharfstein/Stein* (1993), *Lakonishok/Shleifer/Vishny* (1992), *Banerjee* (1992).

<sup>95</sup> Vgl. *Kon* (1986).

ex post geschätzten Performance, aber auch Untersuchungen über Einflussfaktoren auf die Anlageergebnisse der Fonds zumindest für die hier untersuchten Perioden durchaus auf der Grundlage der traditionellen Maße aufbauen.

### Literaturverzeichnis

- Adelberger, O. L./Lockert, G.* (1992): Überprüfung der Gültigkeit der Arbitrage Pricing Theory: Grundlagen und erste empirische Ergebnisse, Arbeitsbericht im Rahmen des DFG-Schwerpunktprogrammes „Empirische Kapitalmarktforschung“, Essen 1992. – *Adelberger, O. L./Lockert, G.* (1993): Empirische Ergebnisse zur Anzahl und Bewertung der APT-Risikofaktoren am deutschen Aktienmarkt, Arbeitsbericht des Fachgebiets Finanzwirtschaft der Universität-GH Essen, September 1993. – *Alexander, G. J./Francis, J. C.* (1986): Portfolio Analysis, 3 rd. ed., Englewood Cliffs 1986. – *Ang, J. S.* (1978): A Note on the Leverage Effect on Portfolio Performance Measures, in: Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 13, 1978, S. 567 - 571. – *Arrow, K. J.* (1971): Essays in the Theory of Risk-Bearing, Amsterdam/London 1971. – *Ashton, D. J.* (1982): Stochastic Dominance and Mean Variance Rules in the Selection of Risky Investments, in: Journal of Business Finance and Accounting, Vol. 9, 1982, S. 471 - 481. – *Banerjee, A. V.* (1992): A Simple Model of Herd Behavior, in: Quarterly Journal of Economics, Vol. 107, 1992, S. 797 - 817. – *Bawa, V. S.* (1975): Optimal Rules for Ordering Uncertain Prospects, in: Journal of Financial Economics, Vol. 2, 1975, S. 95 - 120. – *Bawa, V. S.* (1982): Stochastic Dominance: A Research Bibliography, in: Management Science, Vol. 28, 1982, S. 698 - 712. – *Beiker, H.* (1993): Überrenditen und Risiken kleiner Aktiengesellschaften, Köln 1993. – *Blume, M. E./Friend, I.* (1975): The Asset Structure of Individual Portfolios and Some Implications for Utility Functions, in: Journal of Finance, Vol. 30, 1975, S. 585 - 603. – *Brooks, R.* (1991): Analyzing Portfolios with Derivative Assets: A Stochastic Dominance Approach Using Numerical Integration, in: Journal of Futures Markets, Vol. 11, 1991, S. 411 - 440. – *Brown, K. C./Brown, G. D.* (1987): Does the Composition of the Market Portfolio Really Matter?, in: Journal of Portfolio Management, Vol. 13, 1987, S. 40 - 48. – *Brown, S. J./Goetzmann, W./Ibbotson, R. G./Ross, S. A.* (1992): Survivorship Bias in Performance Studies, in: Review of Financial Studies, Vol. 5, 1992, S. 553 - 580. – *BVI Bundesverband Deutscher Investment-Gesellschaften e. V.* (Hrsg.) (1991): Investment 91 - Daten, Fakten, Entwicklungen, Frankfurt am Main 1991. – *Clarke, R. G.* (1987): Stochastic Dominance Properties on Option Strategies, in: Advances in Futures and Options Research, Vol. 2, 1987, S. 1 - 18. – *Cohn, R./Lewellen, W./Lease, R./Schlarbaum, G.* (1975): Individual Investor Risk Aversion and Investment Portfolio Composition, in: Journal of Finance, Vol. 10, 1975, S. 605 - 620. – *Copeland, T. E./Mayers, D.* (1982): The Value Line Enigma (1965 - 1978): A Case Study of Performance Evaluation Issues, in: Journal of Financial Economics, Vol. 10, 1982, S. 289 - 321. – *Cornell, B.* (1979): Asymmetric Information and Portfolio Performance Measurement, in: Journal of Financial Economics, Vol. 7, 1979, S. 381 - 390. – *Cramer, J. S.* (1987):  $R^2$  in Small and Moderate Samples, in: Journal of Econometrics, Vol. 35, 1987, S. 253 - 266. – *Cumby, R. E./Glen, J. D.* (1990): Evaluating the Performance of International

Mutual Funds, in: *Journal of Finance*, Vol. 45, 1990, S. 497 - 521. – *D'Agostino*, R. B. (1971): An Omnibus Test of Normality for Moderate and Large Size Samples, in: *Biometrika*, Vol. 58, 1971, S. 341. – *Doerks*, W. (1992): Der Kursunterschied zwischen Stamm- und Vorzugsaktien in der BR Deutschland – Eine empirische Untersuchung, Köln 1992. – *Domke*, H.-M. (1987): Rendite und Risiko von Aktien kleiner Börsengesellschaften, Frankfurt 1987. – *Drummen*, M. (1992): Europaweit diversifizierte Aktienportfolios, Bank- und Finanzwirtschaftliche Forschungen, Hrsg. *Kilgus, E. u.a.*, Band 164, Bern/Stuttgart/Wien 1992. – *Dybvig*, P. H./*Ross*, S. A. (1985a): Differential Information and Performance Measurement using a Security Market Line, in: *Journal of Finance*, Vol. 40, 1985, S. 383 - 399. – *Dybvig*, P. H./*Ross*, S. A. (1985b): The Analytics of Performance Measurement Using a Security Market Line, in: *Journal of Finance*, Vol. 40, 1985, S. 401 - 416. – *Fama*, E. F. (1991): Efficient Capital Markets II, in: *Journal of Finance*, Vol. 46, 1991, S. 1575 - 1617. – *Fama*, E. F./*French*, K. R. (1992): The Cross Section of Expected Stock Returns, in: *Journal of Finance*, Vol. 47, 1992, S. 427 - 465. – *Fishburn*, P. C./*Vickson*, R. G. (1978): Theoretical Foundations of Stochastic Dominance, in: *Withmore*, G. A./*Findlay*, M. C. (ed.), *Stochastic Dominance*, Lexington/Massachusetts/Toronto, 1978, S. 39 - 113. – *Franke*, G./*Hax*, H. (1988): *Finanzwirtschaft des Unternehmens und Kapitalmarkt*, Berlin u.a. 1990. – *Frankfurter*, G. M./*Philips*, H. E. (1975): Efficient Algorithms for Conducting Stochastic Dominance Tests on Large Numbers of Portfolios: A Comment, in: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 10, 1975, S. 177 - 179. – *Friend*, I./*Blume*, M. E. (1975): The Demand for Risky Assets, in: *American Economic Review*, Vol. 65, 1975, S. 900 - 922. – *Gajo*, M. (1993): Der CDAX – ein neuer marktbreiter Performance-Index, in: *Die Aktiengesellschaft*, 38. Jg., 1993, S. R248 - R252. – *Gandhi*, D. K./*Saunders*, A. (1981): The Superiority of Stochastic Dominance over Mean Variance Efficiency Criteria: Some Clarifications, in: *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 8, 1981, S. 51 - 59. – *Göppel*, H./*Schütz*, H. (1992): Die Konzeption eines Deutschen Aktienindex für Forschungszwecke (DAFOX), Diskussionspapier Nr. 162, Institut für Entscheidungstheorie und Unternehmensforschung, Universität Karlsruhe, Dezember 1992. – *Grant*, D. (1977): Portfolio Performance and the Cost of Timing Decisions, in: *Journal of Finance*, Vol. 32, 1977, S. 837 - 846. – *Green*, R. C. (1986): Benchmark Portfolio Inefficiency and Deviations from the Security Market Line, in: *Journal of Finance*, Vol. 41, 1986, S. 295 - 312. – *Grinblatt*, M. (1987): How to Evaluate a Portfolio Manager, in: *Finanzmarkt und Portfolio Management*, 1. Jg., 1987, S. 9 - 20. – *Grinblatt*, M./*Titman*, S. (1988): The Evaluation of Mutual Fund Performance: An Analysis of Monthly Returns, Working Paper No. 13 - 86, John E. Anderson Graduate School of Management at UCLA, University of California, Los Angeles 1988. *Grinblatt*, M./*Titman*, S. (1989): Portfolio Performance Evaluation: Old Issues and New Insights, in: *Review of Financial Studies*, Vol. 2, 1989, S. 393 - 421. – *Grinblatt*, M./*Titman*, S. (1992): Performance Evaluation, Working Paper No. 3 - 92, Anderson Graduate School of Management, University of California, Los Angeles 1992. – *Grinblatt*, M./*Titman*, S. (1993a): A Study of Monthly Mutual Fund Returns and Performance Evaluation Techniques, Working Paper, John E. Anderson Graduate School of Management, University of California, Los Angeles, Januar 1993. – *Grinblatt*, M./*Titman*, S. (1993b): Performance Measurement without Benchmarks: An Examination of Mutual Fund Returns, in: *Journal of Business*, Vol. 66, 1993, S. 47 - 68. – *Grinblatt*, M./*Titman*, S./*Wermers*, R. (1993): Momentum Investment Strategies, Port-



folio Performance and Herding: A Study of Mutual Fund Behavior, Working Paper No. 4 - 93, John E. Anderson Graduate School of Management at UCLA, University of California, Los Angeles 1993. – *Grinold, R. C.* (1993): Is Beta Dead Again?, in: *Financial Analyst Journal*, Vol. 49, 1993, S. 28 - 34. – *Hadar, J./Russel, W. R.* (1969): Rules for Ordering Uncertain Prospects, in: *American Economic Review*, Vol. 59, 1969, S. 25 - 34. – *Hanoch, G./Levy, H.* (1969): The Efficiency Analysis of Choices Involving Risk, in: *Review of Economic Studies*, Vol. 36, 1969, S. 335 - 346. – *Hendricks, D./Patel, J./Zeckhauser, R.* (1993): Hot Hands in Mutual Funds: Short-Run Persistence of Relative Performance, 1974 - 1988, in: *Journal of Finance*, Vol. 48, 1993, S. 93 - 130. – *Henriksson, R. D./Merton, R. C.* (1981): On Market Timing and Investment Performance II. Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills, in: *Journal of Business*, Vol. 54, 1981, S. 513 - 533. – *Ippolito, R. A.* (1993): On Studies of Mutual Fund Performance, 1962 - 1991, in: *Financial Analyst Journal*, Vol. 49, 1993, S. 42 - 50. – *Jensen, M. C.* (1968): The Performance of Mutual Funds in the Period 1945 - 1964, in: *Journal of Finance*, Vol. 23, 1968, S. 389 - 416. – *Jensen, M. C.* (1969): Risk, the Pricing of Capital Assets, and the Evaluation of Investment Portfolios, in: *Journal of Business*, Vol. 42, 1969, S. 167 - 247. – *Jensen, M. C.* (1972): Optimal Utilization of Market Forecasts and the Evaluation of Investment Performance, in: *Szegö, G./Shell, K.* (ed.), *Mathematical Methods in Investment and Finance*, North Holland 1972, S. 310 - 335. – *Johnson, K. H./Burgess, R. C.* (1975): The Effects of Sample Sizes on the Accuracy of EV and SSD Efficiency Criteria, in: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 10, 1975, S. 813 - 848. – *Joy, O. M./Porter, R. B.* (1974): Stochastic Dominance and Mutual Fund Performance, in: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 9, 1974, S. 25 - 31. – *Keppe, H. J./Weber, M.* (1993): Risikoanalyse bei partieller Wahrscheinlichkeitsinformation, in: *Die Betriebswirtschaft*, 53. Jg., 1993, S. 49 - 53. – *Kon, S. J.* (1986): Optimal Market-Timing and Security Selection Decisions with Index Futures Contracts, in: *Fabozzi, F. J.* (ed.), *Advances in Futures and Options Research*, Vol. I, Part B, Greenwich/London 1986, S. 1 - 28. – *Krämer, W./Runde, R.* (1993): Kalenderefekte auf Kapitalmärkten, in: *Bühler, W./Hax, H./Schmidt, R.* (Hrsg.), *Empirische Kapitalmarktforschung, Sonderheft 31 der Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 1993, S. 87 - 98. – *Kroll, Y./Levy, H.* (1980): Stochastic Dominance: A Review and some New Evidence, in: *Levy, H.* (ed.), *Research in Finance*, 2nd ed., Greenwich-Connecticut 1980, S. 163 - 227. – *Lakonishok, J./Shleifer, A./Vishny, R. W.* (1992): The Impact of Institutional Trading on Stock Prices, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 32, 1992, S. 23 - 43. – *Larsen, G. A./Resnick, B. G.* (1993): Bootstrapping a Distance Test for Stochastic Dominance Analysis, in: *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 3, 1993, S. 61 - 69. – *Lehmann, B. N./Modest, D. M.* (1987): Mutual Fund Performance Evaluation: A Comparison of Benchmarks and Benchmark Comparisons, in: *Journal of Finance*, Vol. 42, 1987, S. 233 - 265. – *Levy, H.* (1992): Stochastic Dominance and Expected Utility: Survey and Analysis, in: *Management Science*, Vol. 38, 1992, S. 555 - 593. – *Levy, H./Sarnat, M.* (1970): Alternative Efficiency Criteria: An Empirical Analysis, in: *Journal of Finance*, Vol. 25, 1970, S. 1153 - 1158. – *Levy, H./Sarnat, M.* (1972): *Investment and Portfolio Analysis*, New York u.a. 1972. – *Levy, H./Sarnat, M.* (1984): *Portfolio and Investment Selection: Theory and Practice*, Englewood Cliffs 1984. – *Mayers, D./Rice, E. M.* (1979): Measuring Portfolio Performance and the Empirical Content of Asset Pricing Models, in: *Journal of Financial Econo-*

mics, Vol. 7, 1979, S. 3 - 28. – Merton, R. C. (1981): On Market Timing and Investment Performance. I. An Equilibrium Theory of Value for Market Forecasts, in: *Journal of Business*, Vol. 54, 1981, S. 363 - 406. – Meyer, J. (1977): Further Applications of Stochastic Dominance to Mutual Fund Performance, in: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 12, 1977, S. 235 - 242. – Meyer, F. (1994): Hedging mit Zins- und Aktienindex-Futures – Eine theoretische und empirische Analyse des deutschen Marktes, Köln 1994. – Möhlmann, J. (1993): Theoretische Grundlagen und Methoden zweidimensionaler Performancemessung von Investmentfonds, Stuttgart 1993. – Möller, H. P. (1986): Bilanzkennzahlen und Ertragsrisiken des Kapitalmarktes, Stuttgart 1986. – Mühlbradt, F. W. (1978): Chancen und Risiken der Aktienanlage, Köln 1978. – Müller, W. (1992): Bilanzinformation und Aktienbewertung, Frankfurt am Main 1992. – Nowak, T. (1994): Faktormodelle in der Kapitalmarkttheorie, Köln 1994. – Nowak, T./Wittrock, C. (1993): Kapitalmarkttheoretische Ansätze zur Performance-Messung, Arbeitspapier des Lehrstuhls für BWL, Schwerpunkt Finanzierung, Universität Münster, Hrsg. Steiner, M., Münster 1993. – Nowak, T./Wittrock, C. (1994): Empirische Ergebnisse zur Messung der Performance von Investmentfonds, Arbeitspapier des Lehrstuhls für BWL, Schwerpunkt Finanzierung, Universität Münster, Hrsg. Steiner, M., 2., durchgesehene Fassung, Münster 1994. – Oertmann, P. (1994): Firm-Size-Effekt am deutschen Aktienmarkt, in: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 46. Jg., 1994, S. 229 - 259. – Porter, R. B./Wart, J. R./Ferguson, D. L. (1973): Efficient Algorithms for Conducting Stochastic Dominance tests on Large Numbers of Portfolios, in: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 8, 1973, S. 71 - 81. – Pratt, J. W. (1964): Risk Aversion in the Small and in the Large, in: *Econometrica*, Vol. 32, 1964, S. 122 - 136. – Quirk, J. P./Saposnik, R. (1962) Admissibility and Measurable Utility Functions, in: *Review of Economics and Statistics*, Vol. 29, 1962, S. 140 - 146. – Roll, R. (1977): A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests – Part I: On Past and Potential Testability of the Theory, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 4, 1977, S. 129 - 176. – Roll, R. (1978): Ambiguity When Performance is Measured by the Securities Market Line, in: *Journal of Finance*, Vol. 33, 1978, S. 1051 - 1070. – Roll, R. (1980): Performance Evaluation and Benchmark Errors (I), in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 6, Summer 1980, S. 5 - 12. – Roll, R. (1981): Performance Evaluation and Benchmark Errors (II), in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 7, Winter 1981, S. 17 - 22. – Rothschild, M./Stiglitz, J. (1970): Increasing Risk: I. A Definition, in: *Journal of Economic Theory*, Vol. 2, 1970, S. 225 - 243. – Royston, J. P. (1982): An Extension of Shapiro and Wilk's W Test for Normality to Large Samples, in: *Applied Statistics*, Vol. 31, 1982, S. 115 - 124. – Saunders, A./Ward, C./Woodward, R. (1980): Stochastic Dominance and the Performance of U.K. Unit Trusts, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 15, 1980, S. 323 - 330. – Scharfstein, D. S./Stein, J. C. (1990): Herd Behavior and Investment, in: *American Economic Review*, Vol. 80, 1990, S. 465 - 479. – Schneeweiß, H. (1967): *Entscheidungskriterien bei Risiko*, Berlin/Heidelberg/New York 1967. – Schnittke, J. (1989): *Überrenditeeffekte am deutschen Aktienmarkt*, Köln 1989. – Seyhun, H. N. (1993): Can Omitted Risk Factors Explain the January Effect? A Stochastic Dominance Approach, in: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 28, 1993, S. 195 - 212. – Shapiro, S. S./Wilk, M. B. (1965): An Analysis of Variance Test for Normality, in: *Biometrika*, Vol. 52, 1965, S. 591 - 611. – Sharpe, W. F. (1966): Mutual Fund Performance, in: *Journal of Business*, Vol. 39, 1966, S. 119 - 138. – Shukla, R./Trzcinka,

C. (1992): Performance Measurement of Managed Portfolios, Financial Markets, Institutions & Instruments, New York University Salomon Center, Vol. 1, No. 4, New York 1992. – *Stehle, R.* (1991): Der Size-Effekt am deutschen Kapitalmarkt, Working Paper, Universität Augsburg 1991. – *Steiner, M./Bruns, C.* (1993): Wertpapiermanagement, Stuttgart 1993. – *Steiner, M./Kleeberg, J.* (1991): Zum Problem der Indexauswahl im Rahmen der wissenschaftlich-empirischen Anwendung des Capital Asset Pricing Model, in: Die Betriebswirtschaft, 51. Jg., 1991, S. 171 - 182. – *Steiner, M./Wittröck, C.* (1994): Timing-Aktivitäten von Aktieninvestmentfonds und ihre Identifikation im Rahmen der externen Performance-Messung, in: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, 64. Jg., 1994, S. 593 - 618. – *Steiner, M./Wittröck, C.* (1995): Performance-Messung von Wertpapierportfolios, in: *Gerke, W./Steiner, M.* (Hrsg.) Handwörterbuch des Finanz- und Bankwesens, 2. Aufl., Stuttgart 1995, Sp. 1514 - 1526. – *Theranian, H.* (1980): Empirical Studies in Portfolio Performance Using Higher Degrees of Stochastic Dominance, in: Journal of Finance, Vol. 35, 1980, S. 159 - 171. – *Treynor, J. L.* (1965): How to Rate Management of Investment Funds, in: Harvard Business Review, Vol. 43, 1965, S. 63 - 75. – *Treynor, J. L./Black, F.* (1973): How to Use Security Analysis to Improve Portfolio Selection, in: Journal of Business, Vol. 46, 1973, S. 66 - 86. – *Treynor, J. L./Mazuy, K. K.* (1966): Can Mutual Funds Outguess the Market?, in: Harvard Business Review, Vol. 1966, S. 131 - 136. – *Uhlir, H.* (1981): Portfeuillemanagement und Anlageerfolgsbeurteilung – Zum gegenwärtigen Stand der Performancemessung, in: *Seicht, G.* (Hrsg.), Management und Kontrolle, Festschrift für Erich Loitsberger zum 60. Geburtstag, Berlin 1981, S. 529 - 569. – *Warfsmann, J.* (1993): Das Capital-Asset-Pricing-Model in Deutschland, Leverkusen 1993. – *Withmore, G. A.* (1970): Third-Degree Stochastic Dominance, in: American Economic Review, Vol. 60, 1970, S. 457 - 459. – *Wittröck, C.* (1995): Messung und Analyse der Performance von Wertpapierportfolios – Eine theoretische und empirische Untersuchung, Diss. Münster 1995. – *Woodward, R. S.* (1983): The Performance of U.K. Investment Trusts as Internationally Diversified Portfolios Over the Period 1968 to 1977, in: Journal of Banking and Finance, Vol. 7, 1983, S. 417 - 426.

## Zusammenfassung

### **Performance-Messung ohne Rückgriff auf kapitalmarkttheoretische Renditeerwartungsmodelle – Eine Analyse des Anlageerfolges deutscher Aktieninvestmentfonds**

In diesem Beitrag wird die Performance von 21 deutschen Aktieninvestmentfonds in der Zeit von 1974 - 1991 unter Verwendung ihrer Renditezeitreihen als alleiniger Informationsquelle analysiert. Unter anderem wird dabei die von Grinblatt/Titman entwickelte Positive Period Weighting Measure eingesetzt. Auf deren Überlegungen zurückgreifend, wird gezeigt, daß ein expliziter Zusammenhang zwischen der Performance-Messung und einer Theorie der Wertpapierbewertung nicht erforderlich ist. Eine korrekte Zuweisung von Performance wird durch ein relativ  $\mu/\sigma$ -effizientes Portfolio, welches lediglich Wertpapiere enthält, die aus der Sicht des Investors als handelbar angesehen werden, ermöglicht. Die Ergebnisse bei der Anwendung dieses auch Timingfähigkeiten berücksichtigenden

Maßes sind nahezu identisch mit jenen, die mit dem Jensen-Maß erzielt werden. Insgesamt werden die Resultate durch die mit Hilfe der stochastischen Dominanz erzielten Ergebnisse weitgehend untermauert. Die stochastischen Dominanzkriterien berücksichtigen nicht nur die ersten beiden Momente der Verteilung der Renditen, sondern greifen auf die gesamte Wahrscheinlichkeitsverteilung der Renditen zurück. Im Durchschnitt konnten wir in den untersuchten Perioden keine superiore Performance der Fonds gegenüber einem breit diversifizierten Aktienindex identifizieren.

## Summary

### **Performance-Measurement without Links to Particular Equilibrium Models – An Analysis of the Performance of German Mutual Funds**

Using only returns as a source of information we examine the performance of 21 German mutual funds between 1974 - 1991. The measures employed include the positive period weighting measure proposed by Grinblatt/Titman. Based on their insights it is shown that links between performance measures and particular equilibrium models are not necessary and that an unconditional mean-variance efficient portfolio of assets that are considered tradable by the evaluated investor provides correct inferences about an investor's performance. The results from applying that measure which overcomes timing-related estimation problems were almost identical to the results obtained by employing the Jensen-measure. Our findings were supported by applying stochastic dominance criteria which utilize the entire probability density function of returns rather than a finite number of moments such as mean and variance. We found no evidence that the funds on average provide investors with superior performance that surpasses of a broad performance equity index over the sample periods.

## Résumé

### **Mesure de la performance sans recours aux modèles de la théorie financière moderne – Un analyse de la performance de fonds de placement allemand en action**

Cet article analyse de la performance de 21 fonds de placement en actions utilisant uniquement les rendements des actions, observés pendant la période de 1974 à 1991. Suivant la méthode de Grinblatt/Titman, basée sur la „positive period weighting measure“, nous démontrons, qu'une connexion entre la mesure de la performance et une théorie de valuation des actions n'est pas de rigueur. Par contre, une portefeuille, qui convient à une efficacité relative  $\mu/\sigma$ , et ne contient que des actions négociables de point de vue des investisseurs, permet l'évaluation correcte de performance.

Les résultats de cette méthode, qui tient compte du timing, sont presque identiques à ceux de la mesure de Jensen. Les résultats viennent confirmés par la méthode de la „stochastic dominance“.

Cette méthode utilise la distribution entière des rendements au lieu des deux premiers moments seulement. En moyenne, on ne peut pas identifier une performance supérieure des fonds de placement en comparaison avec la performance d'une indice des actions de performance bien diversifié.