

Johann Wolfgang Goethe-Universität, Frankfurt am Main
Fachbereich Wirtschaftswissenschaften
Working Paper Series: Finance & Accounting

Erik Theissen* / Mario Greifzu**

Performance deutscher Rentenfonds#

No. 5
September 1997

ISSN 1434-3401

erscheint in: Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung

* Erik Theissen, Johann Wolfgang Goethe-Universität Frankfurt, Lehrstuhl für Kreditwirtschaft und Finanzierung, Mertonstr. 17-21 (PF 88), 60054 Frankfurt/M. Tel.: 069/798-28429, Fax: 069/798-28951, Email: theissen@wiwi.uni-frankfurt.de

** Mario Greifzu, KPMG Unternehmensberatung GmbH, Olof-Palme-Straße 31, 60439 Frankfurt/M. Tel. 069/9587-1432, Fax: 069/9587-1402

Für wertvolle Hinweise bedanken wir uns bei einem anonymen Gutachter, bei Bernd Scherer, Dirk Tetzlaff und den Teilnehmern des finanzwirtschaftlichen Kolloquiums an der Universität Frankfurt.

Performance deutscher Aktienfonds

September 1997

Zusammenfassung:

Die externe Performance-Messung beurteilt auf Basis öffentlich verfügbarer Daten die Leistung des Fondsmanagements. Es wird zunächst geprüft, inwieweit die für die Beurteilung von Aktienfonds entwickelten Maße auf Rentenfonds anwendbar sind. Anschließend wird die Performance einer Stichprobe deutscher Rentenfonds untersucht. Es zeigt sich, daß die risikoadjustierte Rendite in den meisten Fällen nicht über der eines geeigneten Marktindex liegt. Einige Fonds weisen ein signifikantes Aktien-Exposure auf. Ein systematischer Zusammenhang zwischen der Nettorendite und der Gebührenhöhe kann nicht nachgewiesen werden.

JEL classification: G23

Schlagworte: externe Performance-Messung, Fondsmanagement, risikoadjustierte Rendite

Problemstellung

Investmentfonds als Anlagemedium haben in den letzten Jahren an Bedeutung gewonnen. Damit ging auch ein gestiegenes wissenschaftliches Interesse an der Frage einher, welche Leistungen das Fondsmanagement für die gezahlten Gebühren erbringt. Entsprechende Untersuchungen vergleichen die in realisierter Rendite und Risiko zum Ausdruck kommende Performance der Fonds mit den Ergebnissen, die bei alternativer Anlage am Kapitalmarkt erzielbar gewesen wären (z.B. KEHR / KRAHNEN / SCHERER / THEISSEN 1994, SCHERER 1993, STEINER / WITTRÖCK 1994, WITTRÖCK 1995, WITTRÖCK / STEINER 1995).

Die durchgeführten Untersuchungen beschäftigen sich vor allem mit der Performance von Aktienfonds. Dagegen wurden die gemessen am Anlagevolumen bedeutenderen Rentenfonds weitgehend vernachlässigt. Das kann nicht damit gerechtfertigt werden, daß Rentenfonds „sicher“ und die Frage nach ihrer Performance damit unwesentlich sei. Die hohe Volatilität der Zinsen hat aus Rentenfonds (zumindest, soweit es sich nicht um geldmarktnahe Fonds handelt) Risikopapiere gemacht. Wenn es hierfür noch eines Beweises bedurft hätte, wurde dieser mit der Wertentwicklung im Jahr 1994 erbracht.¹

Ein wichtiger Grund für die Vernachlässigung der Rentenfonds besteht in dem Fehlen anerkannter Methoden der Performancemessung. Die verbreitetsten Verfahren für die Untersuchung von Aktienportfolios beruhen letztlich auf der theoretischen Grundlage des Capital Asset Pricing Modells (CAPM). Die Frage, inwieweit diese Verfahren auf Rentenportfolios übertragbar sind, soll in dieser Arbeit diskutiert werden.

Dabei wird zunächst gezeigt, daß das von Sharpe (1966) entwickelte Maß, der Quotient aus erzielter Risikoprämie und Standardabweichung der Risikoprämie, auf Rentenportfolios anwendbar ist. Dagegen kann das auf Jensen (1968) zurückgehende Maß - der Achsenabschnitt einer Regression der Portfolio-Risikoprämie auf die Risikoprämie eines geeigneten Marktindex - für Rentenportfolios theoretisch nicht begründet werden. Eine entsprechende Theorie, die die Annahme der Existenz eines stabilen linearen Zusammenhangs zwischen Portfolio- und Marktrendite rechtfertigen könnte, existiert nicht.

¹ Eine in der Wirtschaftswoche 5/95, S. 84 veröffentlichte Tabelle nennt als durchschnittliche Anlagerendite von 141 untersuchten Fonds mit Anlageschwerpunkt deutscher Renten -5,95%. Auch wenn man die in dieser Berechnung enthaltenen Ausgabeaufschläge eliminiert, verbleibt im Durchschnitt aller Fonds eine negative Rendite.

Trotz fehlender theoretischer Fundierung wurde das Jensen-Maß für die Messung der Performance von Rentenfonds angewandt. BLAKE / ELTON / GRUBER (1993) fanden in einer Untersuchung über US-Rentenfonds, daß diese im Vergleich zum Markt eine Unterperformance erzielen, die in etwa der Höhe der Gebühren entspricht. Die Autoren diskutieren jedoch nicht, inwieweit die von ihnen verwendete Methodik zur Performancemessung bei Rentenfonds geeignet ist. Dafür spricht, daß in einer zweiten Studie mit einem anderen Verfahren ähnliche Ergebnisse erzielt werden. In ELTON / GRUBER / BLAKE (1993) wird auf Grundlage der Arbitrage Pricing Theory (APT) die Performance der Fonds durch Marktfaktoren und fundamentale Faktoren erklärt. Da es allerdings kein anerkanntes Modell gibt, das die Zinsentwicklung durch andere (makro)ökonomische Größen erklärt, muß auch dieser Spezifikation ein ad hoc-Charakter attestiert werden.

Die einzige uns bekannte Untersuchung für den deutschen Markt stammt von KIELKOPF (1995). Auf seine Vorgehensweise und Resultate wird bei der Darstellung der Ergebnisse unserer Analyse eingegangen.

Inwieweit die Verwendung des Jensen-Maßes zur Performance-Messung bei Rentenfonds gerechtfertigt werden kann, hängt letztlich davon ab, wie stabil oder instabil der lineare Zusammenhang zwischen Portfolio- und Marktrendite tatsächlich ist. Wir gehen dieser Frage nach, indem wir empirisch untersuchen, ob zwischen Rentenportfolios konstanter Zusammensetzung und dem REX-Performanceindex ein über mehrere Subperioden stabiler linearer Zusammenhang besteht. Die in der Untersuchung verwendeten Portfolios konstanter Zusammensetzung sind die nach Laufzeitklassen gebildeten REX-Subindizes. Bei der Untersuchung zeigt sich, daß ein zeitstabiler linearer Zusammenhang existiert, wenn die Berechnung auf Grundlage monatlicher Renditen erfolgt. Bei Verwendung täglicher Renditen wird die Existenz eines stabilen Zusammenhangs dagegen abgelehnt.

Die methodischen Überlegungen fließen in eine Untersuchung der Performance deutscher Rentenfonds ein. Wir untersuchen die Renditeentwicklung von 19 Fonds für den Zeitraum Juni 1984 bis Dezember 1992. Dabei werden verschiedene Performancemaße verwendet. Es zeigt sich, daß die Beurteilung der Leistung des Fondsmanagements davon abhängt, welcher Rentenindex als Vergleichsmaßstab Verwendung findet. Dagegen ist die relative Vorteilhaftigkeit der Fonds, also die sich bei der Performancemessung ergebende Rangfolge, weitgehend unabhängig davon, wie die Performance gemessen wird.

Weiterhin wird festgestellt, daß die Performance eines Fonds in einer Periode keine verlässliche Prognose der Performance in der Folgeperiode erlaubt. Schließlich zeigt sich, daß es, anders als in Untersuchungen für den amerikanischen Markt, keinen systematischen Zusammenhang zwischen Gebührenhöhe und Performance gibt.

Theoretische Überlegungen zur Performancemessung

Überblick

Investoren sehen sich bei ihrer Anlageentscheidung einem Trade-Off zwischen Rendite und Risiko gegenüber. Geeignete Kriterien für die Auswahl eines Anlagemediums müssen die Rendite-Risiko-Charakteristika meß- und bewertbar machen. Dabei sind grundsätzlich die für die Zukunft erwarteten Werte entscheidend. Da diese Erwartungen jedoch, zumindest auf Marktebene, nicht beobachtbar sind, muß die Bewertung anhand vergangenheitsorientierter Maße erfolgen. Diese Maße sind darüber hinaus für eine rückwirkende Kontrolle des Anlageerfolgs geeignet.

Die Messung der Rendite eines Fonds ist vergleichsweise unproblematisch. Benötigt werden lediglich eine Wiederanlageprämisse und eine Antwort auf die Frage, wie Transaktionskosten berücksichtigt werden. Die übliche und auch im Rahmen dieser Arbeit angewandte Vorgehensweise besteht darin, die Wiederanlage ausgeschütteter Beträge in den gleichen Fonds zu unterstellen und in die Renditeberechnung diejenigen Transaktionskosten einzubeziehen, die direkt dem Fondsvermögen entnommen werden.²

Die Messung des Risikos ist wesentlich problematischer. Zunächst ist zu fragen, inwieweit ein Rentenportfolio überhaupt riskant ist. Beschränkt man sich auf die Betrachtung von Zinsänderungsrisiken, so hängt die Einschätzung des Risikos vom Planungshorizont des Anlegers ab (vgl. z.B. STÜTZEL 1970). Durch eine geeignete Immunisierungsstrategie läßt sich das Zinsänderungsrisiko ausschalten. Das setzt allerdings voraus, daß die Portfolioduration jeweils dem (Rest)Planungshorizont entspricht. Bei den hier interessierenden Rentenfonds ohne Laufzeitbegrenzung ist das aber gerade nicht der Fall. Diese Fonds weisen also für jeden Anleger ein

² Dazu zählen Aufwandsentschädigungen und die Management-Gebühr, nicht dagegen der Ausgabeaufschlag. Dessen Einbeziehung in die Renditeberechnung würde dazu führen, daß die errechnete Rendite von der Haltedauer des Fonds abhängt.

Zinsänderungsrisiko auf.³ Folglich ist das Risiko bei der Performancemessung zu berücksichtigen. Es lassen sich drei grundsätzliche Vorgehensweisen unterscheiden:

- Das Risiko wird lediglich summarisch berücksichtigt, indem etwa Fondsklassen anhand der Anlageschwerpunkte gebildet werden und innerhalb dieser Klassen nur noch die Renditen miteinander verglichen werden.
- Es wird das Gesamtrisiko, gemessen beispielsweise anhand von Varianz oder Standardabweichung der Rendite, in die Berechnung einbezogen.
- Es wird berücksichtigt, daß sich das Gesamtrisiko durch Diversifikation reduzieren läßt. Da für den diversifizierbaren Teil des Risikos eine Kompensation in Form höherer Renditen nicht zu erwarten ist, wird nur der nicht diversifizierbare, systematische Teil des Risikos in die Performancemessung einbezogen.

Die summarische Risikoeinschätzung wird häufig in Veröffentlichungen der Wirtschaftspresse angewendet. Ihr Vorteil besteht in der leichten Errechenbarkeit und der guten Nachvollziehbarkeit. Ein potentieller Nachteil besteht in der unzureichenden Berücksichtigung des Risikos. Inwieweit dieser Nachteil beim Vergleich von Fonds mit Anlageschwerpunkt in deutschen Rentenwerten ins Gewicht fällt, ist eine empirische Frage, die im Rahmen dieser Arbeit beantwortet werden soll.

Das populärste der Maße, die das Gesamtrisiko in die Bewertung einbeziehen, ist Sharpes Return-to-Variability-Ratio (vgl. SHARPE 1966, 1994):

$$S = \frac{\bar{r}_i - \bar{r}_f}{s_i} \quad (1)$$

Dabei ist \bar{r}_i die durchschnittliche Rendite des Fonds i im Bewertungszeitraum, \bar{r}_f ist die durchschnittliche Verzinsung einer risikofreien Anlage und s_i ist die Standardabweichung der als *Risikoprämie* bezeichneten Differenz $(r_i - r_f)$.⁴ Welcher Zins als risikofreier Zins zu

³ Eine Ausnahme wäre ein Anleger mit einem „rollenden“ Planungshorizont, der jeweils der Duration des Fonds entspricht.

⁴ SHARPE (1994) verwendet anstelle der risikofreien Verzinsung die Rendite eines nicht näher spezifizierten, je nach Untersuchungszweck geeignet zu wählenden Benchmarkportfolios. Außerdem definiert er das Sharpe-Maß als Quadratwurzel des hier verwendeten Maßes. Letzteres hat keinen Einfluß auf die Rangfolge der zu untersuchenden Fonds.

verwenden ist, hängt vom Planungshorizont des Anlegers ab. SHARPE (1966) verwendete die Rendite einer zehnjährigen Staatsanleihe und nahm damit implizit einen entsprechend langen Planungshorizont an.⁵ Später - insbesondere im Zusammenhang mit den CAPM-basierten Performance-Maßen - wurde als risikofreier Zins meist ein kurzfristiger Zinssatz verwendet, was entsprechend die Annahme eines kurzen Planungshorizonts impliziert. In der vorliegenden Arbeit wird dieser Konvention gefolgt.⁶ Wie sich später zeigen wird, ist dies jedoch ohne Einfluß auf die Resultate der vergleichenden Performancemessung.

Das Sharpe-Maß gibt an, mit wieviel zusätzlicher Rendite der Investor für eine durch die Standardabweichung gemessene Einheit Risiko kompensiert wird. Dabei wird das unsystematische Risiko mit berücksichtigt. Dies ist gerechtfertigt, wenn die zu beurteilende Anlagealternative einen großen Teil des Vermögens des Investors repräsentiert, wenn also der Anleger kein diversifiziertes Portfolio hält. Diese Annahme erscheint für viele Investment-Sparer angemessen. Da das Sharpe-Maß keine weiteren Anforderungen an den Rendite-Prozeß stellt, ist es aus theoretischer Sicht zur Messung der Performance von Rentenfonds geeignet.

Das verbreitetste Maß der dritten Kategorie ist das Jensen-Maß (vgl. Jensen 1968). Es ist definiert als der Achsenabschnitt einer Regression der Risikoprämie des zu bewertenden Portfolios, $(r_i - r_f)$, auf die Risikoprämie des Marktes, $(r_m - r_f)$. Für r_m wird dabei die Rendite eines geeigneten Index eingesetzt. Das Jensen-Maß gibt an, wie die realisierte Rendite von der Rendite einer risikoäquivalenten Mischung aus risikofreier Anlage und Investition in das durch den Index repräsentierte Marktportfolio abweicht. Da hierbei nur das systematische Risiko berücksichtigt wird, ist das Jensen-Maß für die Beurteilung von Anlagealternativen relevant, die als Teil eines diversifizierten Portfolios gehalten werden.

⁵ Die zehn Jahre entsprachen gleichzeitig dem Untersuchungszeitraum. Dementsprechend verwendet SHARPE (1966) im Nenner die Standardabweichung der Fondsrenditen. Diese ist identisch mit der Standardabweichung der Risikoprämie, da der risikofreie Zins bei dieser Vorgehensweise über den gesamten Untersuchungszeitraum konstant ist.

⁶ Da Risiko nur relativ zum Planungshorizont gemessen werden kann, ist eine Annahme über diesen zwingend erforderlich. Einen kurzen Planungshorizont zu unterstellen ist konsistent mit der Liquiditätspräferenztheorie der Zinsstruktur, da diese nur dann mit einer überwiegend normal verlaufenden Zinsstrukturkurve vereinbar ist, wenn Anleger mit kurzem Planungshorizont den Markt dominieren.

Die Eignung des Jensen-Maßes zur Performancemessung von Anleiheportfolios

Vorüberlegungen

Die Anwendung des Jensen-Maßes setzt voraus, daß die Rendite eines Anleiheportfolios (eines Fonds) i durch ein Ein-Faktor-Modell der Form

$$r_{i,t} = a_i + b_i r_{m,t} + e_{i,t} \quad (2)$$

erklärt werden kann. Dabei ist b_i die Sensitivität der Portfoliorendite bezüglich der Indexrendite. Vernachlässigt man Bonitäts-, Kündigungs- und ähnliche Risiken, so verbleibt die Zinsstruktur als einziger relevanter Einflußfaktor auf die Renditen. Zu klären ist also, inwieweit Veränderungen der Zinsstruktur zu Renditeveränderungen führen, die die Bedingungen für ein Ein-Faktor-Modell nicht verletzen. Es kann gezeigt werden, daß unter bestimmten zusätzlichen Annahmen die Portfoliorendite dann durch ein Ein-Faktor-Modell erklärt wird, wenn die Zinsstruktur flach ist und nur parallele Verschiebungen zugelassen werden (ELTON / GRUBER 1991). Das b_i aus Gleichung (2) entspricht in diesem Fall dem Quotienten aus der Macaulay-Duration des Portfolios und der des Index. Neben den Annahmen über die Zinsstruktur setzt die Gültigkeit eines Ein-Faktor-Modells also voraus, daß das Verhältnis dieser Durationen konstant ist.

Die Annahme einer flachen Zinsstruktur ist empirisch nicht gerechtfertigt. Damit sind die Voraussetzungen für die Gültigkeit eines Ein-Faktor-Modells zunächst einmal nicht gegeben. Die Annahme lediglich paralleler Verschiebungen einer flachen Zinsstrukturkurve läßt sich jedoch abschwächen. Wenn alle Änderungen der Zinsstruktur, die nicht die erwähnte Form haben, zufälliger Natur sind, gilt das Ein-Faktor-Modell als stochastischer Zusammenhang. Parallelverschiebungen der Zinsstrukturkurve haben dann einen systematischen Einfluß, der durch das Ein-Faktor-Modell beschrieben wird; andere Veränderungen der Zinsstruktur wirken dagegen unsystematisch und schlagen sich daher nur im Fehlerterm e_i nieder.⁷

ELTON / GRUBER (1991) führen die unsystematische Wirkung nichtparalleler Verschiebungen der Zinsstrukturkurve als Annahme ein. Ist sie erfüllt, so ist das Jensen-Alpha dann ein sinnvolles Performance-Maß, wenn das Verhältnis von Portfolio- und Indexduration und damit das Beta konstant ist. Ob allerdings die Dynamik der Zinsstruktur tatsächlich dieser Annahme genügt, ist

⁷ Vgl. ELTON / GRUBER (1991), S. 557-558.

eine empirische Frage. Um sie zu beantworten ist zu testen, ob zwischen der Rendite eines Anleiheportfolios und einem geeigneten Index ein über die Zeit stabiler linearer Zusammenhang besteht. Ein solcher Test kann erfolgen, indem eine Regressionsgleichung der Form (2) geschätzt wird. Die dabei verwendeten Portfolios müssen die erwähnte Bedingung für die Konstanz des Betas erfüllen.

Für die vorliegende Untersuchung wurde als Index der REX-Performanceindex (REX-P) der Deutschen Börse AG verwendet. Er wird ermittelt, indem täglich aus der Zinsstrukturkurve hypothetische Preise für 30 synthetische Anleihen mit unterschiedlichen Kupons und Restlaufzeiten berechnet werden. Diese Preise werden dann zum Index zusammengefaßt.⁸

Neben dem REX werden, ebenfalls als Performance-Indizes, 10 nach Laufzeitklassen gebildete Subindizes errechnet. Auch diese basieren auf hypothetischen Preisen synthetischer Anleihen. Dabei bleibt die Zusammensetzung der Subindizes hinsichtlich der Kuponstruktur dieser Anleihen konstant. Da außerdem generell nur Anleihen der öffentlichen Hand berücksichtigt werden, können Unterschiede in den Bonitätsrisiken ausgeschlossen werden.

Wir verwenden nun die REX-Subindizes als Anleiheportfolios und untersuchen, inwieweit zwischen der Rendite der Subindizes und der des REX-Performanceindex ein über die Zeit stabiler linearer Zusammenhang besteht. Durch die konstante Zusammensetzung der Indizes hängt die Duration nur von der Zinsentwicklung ab. Zwar werden Portfolios unterschiedlicher Laufzeitstruktur hiervon nicht in gleicher Weise betroffen, doch kann man von einer approximativen Konstanz der Durationsquotienten ausgehen. Die Konstanz ist hier jedenfalls sehr viel eher gegeben als bei realen Anleiheportfolios.

Als mögliche Schlußfolgerung aus der Untersuchung ergibt sich somit folgendes: Wenn selbst in diesem idealtypischen Fall konstanter Portfoliozusammensetzung kein stabiler linearer Zusammenhang existiert, dann ist die Gültigkeit eines Ein-Faktor-Modells und somit auch die Anwendbarkeit des Jensen-Alphas als Performance-Maß zu verwerfen. Zeigt sich dagegen ein stabiler Zusammenhang, so kann das Jensen-Alpha zumindest dann nicht als Performance-Maß abgelehnt werden, wenn die zu bewertenden Portfolios eine hinreichend konstante Struktur aufweisen. Diese letzte Einschränkung ist kein Spezifikum der Bewertung von Anleiheportfolios. Auch bei Aktienportfolios gilt, daß systematische Variationen der Portfoliozusammensetzung,

etwa durch Timing-Versuche, zu einer Nichtlinearität des Zusammenhangs zwischen Index- und Portfoliorendite führen. Diese resultierende Nichtlinearität kann genutzt werden, um den Timing-Erfolg des Portfoliomanagers zu bewerten (TREYNOR / MAZUY 1966, HENRIKSSON / MERTON 1981).

Datenbasis und Untersuchungsdesign

Für die Untersuchung wurden folgende Daten, jeweils für den REX-P und die 10 Subindizes verwendet:⁹

- Monatsendwerte der Indizes für den Zeitraum Januar 1967 bis Dezember 1994
- Tägliche Indexwerte für den Zeitraum 30.12.1987 bis 30.12.1994.

Aus den Indexwerten wurden gemäß der Formel

$$r_{m,t} = \ln(M_t) - \ln(M_{t-1})$$

Renditen errechnet. Anschließend wurde die Regressionsgleichung (2) sowohl für den Gesamtzeitraum als auch für mehrere Teilzeiträume geschätzt. Dabei wurden folgende Zeiträume gewählt:

- Die Monatsdaten wurden in sieben Vierjahresperioden unterteilt. Diese umfassen die Renditen von Februar 1967 bis Januar 1971, Februar 1971 bis Januar 1975 usw.
- Die Tagesdaten wurden in sieben Einjahresperioden (1988 bis 1994) zerlegt.

Die zu testende Hypothese lautet:

Zwischen den Renditen des REX-P und denen der Subindizes besteht ein in allen Teilzeiträumen identischer linearer Zusammenhang.

Der Test basiert auf einem Vergleich zweier Regressionsmodelle:

- Die Regressionen für die Teilzeiträume bilden das *unrestringierte* Modell, da die geschätzten Regressionskoeffizienten von Teilperiode zu Teilperiode frei variieren dürfen.

⁸ Ausführliche Darstellungen der Berechnung des REX bzw. des REX-Performanceindex finden sich bei HÄUBLER / KIRSCHNER / SCHALK (1991) und WERTSCHULTE / SCHALK (1992).

- Die Regression für den Gesamtzeitraum bildet das *restringierte* Modell, da bei der Schätzung der Koeffizienten keine Variation in den Teilperioden erlaubt wird.

Der Erklärungsgehalt des unrestringierten Modells muß zwangsläufig mindestens so groß sein wie der des restringierten Modells. Die kritische Frage ist jedoch, ob er *signifikant* größer ist. Zur Beantwortung dieser Frage wird der durch die Regression nicht erklärte Teil der Varianz der abhängigen Variablen betrachtet. Dieser wird gemessen durch die Summe der quadrierten Residuen (bezeichnet mit RSS für residual sum of squares) der Regression. Die Teststatistik ist¹⁰

$$F = \frac{(RSS_r - RSS_u)/(qk - 2)}{RSS_u/(n - qk)}$$

RSS_r ist die Summe der quadrierten Residuen des restringierten Modells

RSS_u ist die Summe der quadrierten Residuen des unrestringierten Modells, errechnet als Summe über die Regressionen für die Teilzeiträume

$q = 7$ ist die Zahl der Teilperioden

$k = 2$ ist die Zahl der pro Regression geschätzten Koeffizienten

n ist die Zahl der Beobachtungen (336 bzw. 1750 bei der Untersuchung auf Basis der Monats- bzw. Tagesdaten)

Die Hypothese wird getestet, indem der Wert der Teststatistik mit dem entsprechenden Perzentil der F-Verteilung mit $(qk - 2)$ Zählerfreiheitsgraden und $(n - qk)$ Nennerfreiheitsgraden verglichen wird.

Ergebnisse

Die Ergebnisse sind in Tabelle 1 zusammengefaßt. Bei der Berechnung auf Basis der Monatsdaten kann die Hypothese eines konstanten linearen Zusammenhangs für keinen der 10 Subindizes abgelehnt werden. Dagegen kann die Hypothese bei Verwendung der täglichen Daten in allen Fällen auf dem 1%-Signifikanzniveau verworfen werden. Diese Diskrepanz ist auf den

⁹ Die Daten wurden von der Deutsche Börse AG zur Verfügung gestellt, bei der wir uns an dieser Stelle bedanken.

¹⁰ Eine Erläuterung des Tests kann u.a. bei JOHNSTON (1991), S. 207-225 gefunden werden.

ersten Blick überraschend.¹¹ Vergleichbare Ergebnisse existieren jedoch für Aktienmärkte. Auch dort ist festgestellt worden, daß bei Verwendung täglicher Renditen der Zusammenhang zwischen Aktien- und Indexrenditen schwächer und weniger stabil ist als bei Verwendung längerer Renditeberechnungsintervalle (vgl. z.B. FRANTZMANN 1990).

Tabelle 1: Test auf zeitliche Konstanz des linearen Zusammenhangs zwischen REX-P und den Subindizes

Die Zeilen 1-3 enthalten die auf Basis der monatlichen Daten errechneten Werte. In den Zeilen 1 und 2 ist die Summe der quadrierten Residuen des restringierten bzw. unrestringierten Regressionsmodells angegeben. Zeile 3 enthält den daraus errechneten Wert der Teststatistik

$$F = \frac{(RSS_r - RSS_u)/(qk - 2)}{RSS_u/(n - qk)}$$

wobei $q = 7$, $k = 2$ und $n = 336$ ist. Der kritische Wert der F-Verteilung liegt bei 1,79 (Signifikanzniveau 5%) bzw. 2,25 (1%).

Die Zeilen 4-6 enthalten die entsprechenden Angaben für die Berechnung auf Basis der täglichen Daten. Hier ist $q = 7$, $k = 2$ und $n = 1750$. Die kritischen Werte der F-Verteilung liegen bei 1,76 (5%) bzw. 2,20 (1%).

	REX-Subindex der Laufzeitklasse (in Jahren):									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
RSS_r (Monat)	17,422	21,798	18,415	13,334	10,551	10,613	15,523	22,309	92,339	209,41
RSS_u (Monat)	16,708	20,808	17,638	12,776	10,168	10,468	15,298	21,534	90,339	206,92
F (Monat)	1,147	1,277	1,182	1,172	1,011	0,372	0,395	0,966	0,594	0,323
RSS_r (Tag)	1,789	3,134	3,872	3,683	2,897	2,129	2,777	5,171	10,821	42,348
RSS_u (Tag)	1,652	2,628	3,191	3,117	2,559	1,969	2,654	4,65	8,72	35,879
F (Tag)	11,997	27,854	30,874	26,27	19,108	11,756	6,705	16,209	34,856	26,083

Aus den Ergebnissen kann folgende Schlußfolgerung gezogen werden: Trotz des Fehlens eines entsprechenden theoretischen Modells existiert offenbar auf monatlicher Basis ein hinreichend stabiler linearer Zusammenhang zwischen den Renditen des REX-P und der Subindizes, die hier stellvertretend für Portfolios möglichst konstanter Zusammensetzung verwendet wurden. Daher kann die Anwendbarkeit des Jensen-Maßes für die Messung der Performance von Anleiheportfolios bzw. Rentenfonds nicht verworfen werden, wenn als Grundlage für die Berechnung monatliche Daten verwendet werden.

¹¹ Die Ergebnisse hängen nicht von der Anzahl der jeweils gebildeten Teilzeiträume ab.

Empirische Untersuchung der Performance deutscher Rentenfonds

Datenbasis und Vorgehensweise

Nach den theoretischen Vorüberlegungen soll nun die Performance deutscher Rentenfonds beurteilt werden. Dabei haben wir uns auf Fonds mit Anlageschwerpunkt in deutschen Rentenwerten beschränkt. Fonds mit begrenzter Laufzeit sowie geldmarktnahe Fonds wurden aus der Untersuchung ausgeschlossen.

Bei der Auswahl des Beobachtungszeitraums ist zu beachten, daß viele Fonds erst in der zweiten Hälfte der achtziger Jahre aufgelegt wurden. Demzufolge muß ein Kompromiß zwischen dem Wunsch nach einem möglichst langen Beobachtungszeitraum einerseits und dem nach der Einbeziehung möglichst vieler Fonds andererseits gefunden werden. Wir haben für unsere Untersuchung Daten der 19 in Tabelle 2 aufgeführten Fonds für den Zeitraum Juni 1984 (Gründung des jüngsten in der Untersuchung enthaltenen Fonds) bis Dezember 1992 verwendet.¹² Die Daten wurden uns vom Bundesverband deutscher Investment-Gesellschaften e.V. (BVI) zur Verfügung gestellt. Die Marktanteilsdaten in Tabelle 2 belegen im übrigen auch die starke Zunahme der Zahl der Rentenfonds seit Mitte der achtziger Jahre: hatten die 19 in unsere Untersuchung einbezogenen Fonds 1984 noch einen Marktanteil von über 90%, so sank dieser bis 1992 auf weniger als 40%.

Für alle Fonds standen uns Daten über die Rücknahmepreise am Monatsende zur Verfügung. Im Falle zwischenzeitlicher Ausschüttungen wurde unmittelbare Wiederanlage in den gleichen Fonds unterstellt. Aus den Preisen wurden nach der Formel

$$r_{i,t} = \ln(p_{i,t}) - \ln(p_{i,t-1})$$

Renditen errechnet. Dabei bezeichnet $p_{i,t}$ bzw. $p_{i,t-1}$ den Rücknahmepreis des Fonds i am Ende des Monats t bzw. $t-1$. In den so errechneten Renditen sind alle vom Anleger zu tragenden Kosten mit Ausnahme des Ausgabeaufschlags enthalten.

¹² Die Zahl von 19 Fonds ist, insbesondere im Vergleich zu Untersuchungen für die USA, extrem niedrig. Der angesprochene Trade-off zwischen der Länge des Beobachtungszeitraums und der Anzahl der Fonds erzwingt jedoch diese niedrige Zahl. Dieses Problem ist im übrigen nicht auf die Untersuchung von Rentenfonds beschränkt. SCHERER (1993) und WITROCK (1995) verwenden beispielsweise für ihre ansonsten sehr umfangreichen und methodisch anspruchsvollen Untersuchungen der Performance deutscher Aktienfonds 26 bzw. 21 Fonds.

Tabelle 2: In die Untersuchung einbezogene Fonds

Die Angaben sind den Jahresberichten Investment 84 und Investment 93 des BVI entnommen.

Fonds	Fondsvermögen 1984		Fondsvermögen 1992	
	Mio. DM	v.H.	Mio. DM	v.H.
Adirenta (ADIG)	5021,5	32,5	3848,0	9,2
Allianz Rentenfonds	278,4	1,8	1917,7	4,6
Dekatesor (DEKA)	52,1	0,3	489,6	1,2
Deutscher Rentenfonds (DIT)	2113,8	13,7	1711,3	4,1
FT-Interzins (Frankfurt Trust)	219,9	1,4	193,7	0,5
FT-Rendite Spezial (Frankfurt Trust)	101,0	0,7	65,0	0,2
Gerling Rendite Fonds	428,1	2,8	950,2	2,3
Gotharent ADIG	67,4	0,4	132,6	0,3
Hansarenta (Hansainvest)	654,3	4,2	533,2	1,3
INKA-Re-Invest (INKA)	69,7	0,5	81,3	0,2
INKA-Rent (INKA)	142,0	0,9	210,8	0,5
Inrenta (DWS)	2825,0	18,3	1109,1	2,7
MK-Rentak Fonds (MK)	62,8	0,4	108,7	0,3
MK-Rentex Fonds (MK)	53,5	0,3	175,9	0,4
Nürnberger Rentenfonds DWS	28,8	0,2	72,0	0,2
Renditdeka (DEKA)	1483,0	9,6	1597,0	6,2
Ring-Rentenfonds DWS	415,1	2,7	971,6	2,3
SMH-Rentenfonds	150,1	1,0	153,0	0,4
Unizins (UNION)	134,4	0,9	705,5	1,7

Daten über die aus dem Fonds-Sondervermögen getätigten Aufwendungen wurden verschiedenen Ausgaben des vom VERLAG HOPPENSTEDT herausgegebenen VADEMECUM DER INVESTMENTFONDS entnommen. Diese Aufwendungen umfassen als größten Posten die Verwaltungsgebühr, daneben die Depotbankvergütung und weitere Aufwendungen, zu denen beispielsweise die Kosten für die Rechenschafts- und Halbjahresberichte zählen. Die in DM angegebenen Gesamtaufwendungen wurden in einen Prozentsatz umgerechnet, indem sie zu dem durchschnittlichen Fondsvermögen des Rechnungsjahres¹³ in Beziehung gesetzt wurden. Dieses wurde aus den Angaben über das Fondsvermögen am Monatsende errechnet, die wir der BVI-Monatsstatistik entnommen haben. Als Gebührensatz für jeden Fonds wurde ein aus drei Rechnungsjahren ermittelter Durchschnittswert des nach dem beschriebenen Verfahren errechneten Wertes verwendet. Die Daten über die Höhe des Ausgabeaufschlags¹⁴ haben wir dem VADEMECUM DER

¹³ Bei der Mehrzahl der in der Stichprobe enthaltenen Fonds weicht das Rechnungsjahr vom Kalenderjahr ab.

¹⁴ Sofern gestaffelte Ausgabeaufschläge angewendet wurden, haben wir jeweils den höchsten Satz verwendet. Dieser wurde in allen Fällen für Anlagen bis DM 50.000 (teilweise auch bis DM 100.000 oder 200.000) in

INVESTMENTFONDS 1986 und 1992 entnommen. Für unsere Untersuchung haben wir bei jedem Fonds den Durchschnitt dieser beiden Werte angesetzt.¹⁵

Als risikofreier Zins wurde bis einschließlich Juni 1990 der in den Monatsberichten der deutschen Bundesbank angegebene Monatsdurchschnitt des Geldmarktsatzes für Monatsgeld verwendet; seit seiner Verfügbarkeit im Juli 1990 der ebenfalls in den Monatsberichten der Bundesbank angegebene Ein-Monats-FIBOR.

Ein grundsätzliches methodisches Problem bei der Performance-Messung stellt die Auswahl eines geeigneten Index als Benchmark dar. Der Index sollte effizient sein; das heißt, daß bei gegebenem Risiko die erwartete Rendite des Index größer sein muß als die aller anderen Kombinationen riskanter Anlagemöglichkeiten. In empirischen Untersuchungen muß diese Forderung nach globaler ex-ante-Effizienz durch die nach lokaler ex-post-Effizienz ersetzt werden, da weder erwartete Risiko- und Renditegrößen noch das Marktportfolio aller riskanten Anlagemöglichkeiten beobachtbar sind. Lokale ex-post-Effizienz¹⁶ bedeutet, daß die beobachtete (realisierte) Rendite des Index größer sein sollte als die aller anderen Kombinationen riskanter Wertpapiere der gleichen Kategorie, die das gleiche beobachtete Risiko aufweisen. Zu einer Kategorie werden dabei diejenigen Wertpapiere zusammengefaßt, in die die zu beurteilenden Fonds investieren können.

Bei Rentenindizes ergibt sich ein zusätzliches Problem, das bei Aktienindizes nicht existiert. Wird ein Rentenindex auf der Basis der Preise börsennotierter Anleihen errechnet, so verkürzen sich die Restlaufzeit und die Duration des Indexportfolios systematisch. Daher ist eine regelmäßige Anpassung der in die Indexberechnung einzubeziehenden Wertpapiere erforderlich. Da aber nur solche Anleihen Berücksichtigung finden können, die tatsächlich gehandelt werden, hängt die Indexzusammensetzung von den Emissionsentscheidungen der Anleiheemittenten ab. So werden beispielsweise in Niedrigzinsphasen nur Anleihen mit niedrigen Kupons und tendenziell auch mit längerer Laufzeit emittiert.

Rechnung gestellt. Während des Untersuchungszeitraums existierten noch keine Discount Broker, die systematisch reduzierte Ausgabeaufschläge in Rechnung stellen. Allerdings kann nicht ausgeschlossen werden, daß individuell niedrigere Sätze ausgehandelt werden konnten.

¹⁵ Die Ausgabeaufschläge haben sich zwischen 1986 und 1992 nur bei 4 der 19 Fonds verändert, so daß die vorgenommene vereinfachte Berechnungsweise vertretbar erscheint.

¹⁶ Vgl. zum Konzept der lokalen Effizienz GRINBLATT / TITMAN (1987).

Um trotz dieser Probleme einen Index mit konstanter Portfoliostruktur berechnen zu können, werden viele Rentenindizes, darunter wie bereits erwähnt der REX, auf Basis von Preisen synthetischer Anleihen errechnet. Ein solcher Index ist jedoch streng genommen als Benchmark für die Performance-Messung ungeeignet, da der Fondsmanager gar nicht die Möglichkeit hat, die für die Indexberechnung herangezogenen Anleihen zu erwerben.

Wir haben daher für unsere Untersuchung neben dem REX-P auch den Teilindex Deutschland des Salomon Brothers World Government Bond Index ausgewählt. Dieser Index wird auf Basis der Preise börsennotierter Anleihen des Bundes und seiner Sondervermögen errechnet. Dabei werden alle derartigen Anleihen mit einer Restlaufzeit von mehr als einem Jahr in die Berechnung einbezogen. Folglich ist die Indexstruktur von der Emissionspolitik des Bundes abhängig. Das stellt die Eignung des Index als Benchmark für die Performance-Messung jedoch nicht in Frage, da auch die Anlagemöglichkeiten der zu bewertenden Fonds von den verfügbaren Emissionen abhängen.

Als dritten Index haben wir den Commerzbank-Index verwendet. Er wird wie der REX-P aus hypothetischen Preisen synthetischer Anleihen errechnet. Die Berechnung erfolgt auf Basis von Preisen am Primärmarkt für Pfandbriefe, Kommunalobligationen, Emissionen von Sonderinstituten und sonstigen Bankschuldverschreibungen. Die Gewichte der in die Berechnung einbezogenen Kupon- und Laufzeitklassen werden regelmäßig angepaßt und entsprechen daher eher der aktuellen Marktlage als das konstante Gewichtungsschema des REX-P. Daher ist auch zu erwarten, daß der Commerzbank-Index eher repliziert werden kann als der REX-P.

Die Effizienz der Indizes wurde überprüft, indem die Risikoprämien der Indizes gegeneinander regressiert wurden. Die Idee dieses Verfahrens besteht darin, daß ein Index als definitionsgemäß passives Portfolio keine systematisch höhere risikoangepaßte Rendite aufweisen sollte als ein anderer Index (ZIMMERMANN / ZOGG-WETTER 1992). Ergibt sich bei der Regression dennoch ein signifikant von Null verschiedener Achsenabschnitt, so deutet das auf Ineffizienz eines der Indizes hin. Im vorliegenden Fall konnte jedoch die Hypothese, der Achsenabschnitt der Regression sei Null, in keinem Fall abgelehnt werden

Ergebnisse

Das einfachste Performance-Maß ist die von einem Fonds durchschnittlich erzielte Rendite. Da deren absolute Höhe eine Beurteilung der Leistung des Fondsmanagements noch nicht zuläßt,

wurde von dieser Rendite die Rendite des REX-Performanceindex subtrahiert. Die Ergebnisse sind in anonymisierter Form in Spalte 2 von Tabelle 3 gezeigt.¹⁷

Keiner der 19 Fonds hat während des achteinhalbjährigen Beobachtungszeitraums eine höhere Rendite erzielt als der REX. Der den Median repräsentierende zehntbeste Fonds der Stichprobe weist pro Monat durchschnittlich eine um etwa 0,05% geringere Rendite aus als der REX-P.¹⁸ Auf Jahresbasis gerechnet entspricht das einer Unterperformance von 0,6%. Dies entspricht etwa der Größenordnung der von den Fonds erhobenen Gebühren, die im (ungewichteten) Durchschnitt auf Jahresbasis 0,52% betragen.

Im Gegensatz dazu weisen 13 der 19 Fonds eine höhere Rendite auf als der Commerzbank-Index. Der Grund dafür ist die deutlich niedrigere Durchschnittsrendite dieses Index im Vergleich zum REX-P. Diese Diskrepanz ist überraschend. Da der Commerzbank-Index aus den Preisen von Bankschuldverschreibungen errechnet wird, die üblicherweise eine etwas höhere Rendite aufweisen als Anleihen der öffentlichen Hand, wäre a priori mit einer *höheren* Durchschnittsrendite des Commerzbank-Index zu rechnen gewesen. Unterschiede in der *durchschnittlichen* Kupon- und Laufzeitstruktur der Indizes können das Ergebnis nicht erklären. Dagegen liefert die regelmäßige Anpassung der Kupon- und Laufzeitstruktur des Commerzbank-Index, mit der dieser an die Marktentwicklung angepaßt wird, einen möglichen Erklärungsansatz. Da bei gegebener Laufzeit die Duration einer Anleihe bei niedrigerem Kupon steigt und außerdem in Zeiten niedriger Zinsen eine Tendenz zur Emission von Anleihen mit längerer Laufzeit besteht, ist die Duration des Commerzbank-Index viel größeren Schwankungen unterworfen als die des REX-P. Sie ist tendenziell gegenläufig zur Zinsentwicklung. Bei Vorliegen einer normalen Zinsstrukturkurve führt dies im Vergleich zum REX-P zu einem systematischen „Fehltiming“, das die Renditeunterschiede der Indizes erklären kann. Damit ist die Renditedifferenz zum Salomon Brothers Index allerdings noch nicht erklärt, da dieser auf Basis von Börsenpreisen realer Anleihen errechnet wird und daher den gleichen Strukturverschiebungen ausgesetzt ist. Beim Commerzbankindex dürften diese jedoch in sehr viel stärkerem Maße zu Tage treten, da der Index jeweils an die Marktstruktur des Primärmarktes angepaßt wird, die größeren Schwankungen unterworfen ist als die des Sekundärmarktes.

¹⁷ Die Reihenfolge der Fonds in Tabelle 3 und den nachfolgenden Ergebnisdarstellungen entspricht nicht der Reihenfolge in Tabelle 2.

Tabelle 3: Renditevergleich und Sharpe-Maß

Die durchschnittliche Rendite eines Fonds im Vergleich zur Rendite des REX errechnet sich als Differenz der durchschnittlichen monatlichen Rendite des Fonds im Beobachtungszeitraum und der durchschnittlichen monatlichen Rendite des REX-Performanceindex im gleichen Zeitraum.

Das Return-to-Variability-Maß (Sharpe-Maß) ist definiert als

$$S = \frac{r_i - r_f}{s_i}$$

wobei $r_i - r_f$ die durchschnittliche Risikoprämie des Fonds i im Betrachtungszeitraum und s_i die Standardabweichung dieser Risikoprämie ist.

Fonds	Durchschnittliche Rendite im Vergleich zum REX		Sharpe-Maß	
	Renditedifferenz	Rang	Wert	Rang
Fonds A	-0,0522971	10	0,039706699	10
Fonds B	-0,05542516	12	0,035002135	11
Fonds C	-0,0291123	3	0,069431786	3
Fonds D	-0,08847284	16	0,004769505	16
Fonds E	-0,05258483	11	0,033025363	12
Fonds F	-0,0520987	9	0,045437802	9
Fonds G	-0,04849602	8	0,04891413	7
Fonds H	-0,11348837	17	-0,02252895	17
Fonds I	-0,04463357	6	0,04614493	8
Fonds K	-0,12284569	18	-0,02811037	18
Fonds L	-0,03170414	4	0,0620661	4
Fonds M	-0,00698139	1	0,09980207	1
Fonds N	-0,06910148	14	0,02294311	14
Fonds O	-0,16421849	19	-0,07124364	19
Fonds P	-0,0628261	13	0,032733693	13
Fonds R	-0,03952973	5	0,060274067	5
Fonds S	-0,01637543	2	0,083404004	2
Fonds T	-0,07444788	15	0,015602408	15
Fonds U	-0,04481252	7	0,049503184	6
REX	0		0,088622877	
<i>Salomon Brothers Index</i>	0,010145219		0,079007234	
<i>Commerzbank-Index</i>	-0,06345812		0,030191834	

Der reine Renditevergleich berücksichtigt noch nicht das Risiko. Daher ist in Spalte 4 von Tabelle 3 das in Gleichung (1) definierte Return-to-Variability-Maß nach Sharpe angegeben. Die dadurch gewährleistete Einbeziehung des durch die Standardabweichung gemessenen Gesamtrisikos ergibt ein vergleichbares Bild. Nur einer der Fonds weist eine bessere Perfor-

¹⁸ Der Salomon Brothers Index weist im Beobachtungszeitraum eine *höhere* durchschnittliche Rendite auf als der REX. Würde er anstelle des REX verwendet, fielen die Ergebnisse noch unvoreilhaftiger für die Fonds aus.

mance auf als der REX-P, dagegen ist das Sharpe-Maß bei 13 Fonds höher als das des Commerzbank-Index.

Das Sharpe-Maß berücksichtigt, wie bereits erwähnt, sowohl das systematische als auch das unsystematische Risiko. Im Kapitalmarktgleichgewicht erfolgt jedoch keine Kompensation für die Übernahme des unsystematischen Risikos. Daher ist in Tabelle 4 das Jensen-Maß für die untersuchten Fonds angegeben, bei dem nur das systematische Risiko berücksichtigt wird. Aus den oben genannten Gründen wurde die Berechnung des Jensen-Maßes auf Basis aller drei Indizes durchgeführt.

Tabelle 4: Performancemessung mit einem Single-Index-Modell

Das Alpha ist der Achsenabschnitt aus der für jeden Fonds durchgeführten Regression

$$r_{i,t} = a_i + b_i r_{m,t} + e_{i,t}$$

Dabei sind $r_{i,t}$ bzw. $r_{m,t}$ die Risikoprämie des Fonds i bzw. des Index in Periode t. Diese Regression wurde für jeden Fonds mit dem REX-Performance-Index, dem Salomon Brothers Index und dem Commerzbank-Index durchgeführt. In den Spalten 2 und 3, 4 und 5 bzw. 6 und 7 sind die resultierenden Werte für Alpha sowie die t-Werte für den Test der Nullhypothese $\alpha = 0$ angegeben. * zeigt Signifikanz auf dem 10%-Niveau an.

Fonds	REX		Salomon Brothers Index		Commerzbank-Index	
	Alpha	t-Wert	Alpha	t-Wert	Alpha	t-Wert
Fonds A	-0,0337	-0,602	-0,025	-0,43	0,013	0,279
Fonds B	-0,0427	-0,792	-0,033	-0,59	0,0076	0,185
Fonds C	-0,0054	-0,113	0,0035	0,07	0,0371	1,24
Fonds D	-0,0475	-1,027	-0,0402	-0,82	-0,0159	-0,442
Fonds E	-0,0479	-0,713	-0,0384	-0,57	0,0075	0,136
Fonds F	-0,0281	-0,657	-0,0196	-0,44	0,0146	0,552
Fonds G	-0,0235	-0,503	-0,0148	-0,3	0,0181	0,627
Fonds H	-0,0783	-1,11	-0,0706	-0,98	-0,0427	-0,663
Fonds I	-0,012	-0,155	-0,0052	-0,07	0,025	0,353
Fonds K	-0,0865	-0,962	-0,0773	-0,84	-0,052	-0,616
Fonds L	-0,0128	-0,249	-0,0036	-0,07	0,0331	0,911
Fonds M	0,0234	0,476	0,0309	0,611	0,0625	1,529
Fonds N	-0,0535	-1,066	-0,044	-0,84	-0,0054	-0,161
Fonds O	-0,1298	-1,668*	-0,1201	-1,48	-0,094	-1,299
Fonds P	-0,0372	-0,773	-0,0287	-0,57	0,0047	0,127
Fonds R	-0,0105	-0,208	-0,0025	-0,05	0,03	0,695
Fonds S	0,0165	0,269	0,0253	0,393	0,0544	0,955
Fonds T	-0,0638	-0,982	-0,054	-0,81	-0,012	-0,218
Fonds U	-0,0284	-0,666	-0,0197	-0,45	0,0202	0,619
<i>Durchschnitt</i>	-0,0392		-0,0283		0,0056	

Bei Verwendung des REX-P und des Salomon Brothers Index zeigt sich, daß das Fondsmanagement in den allermeisten Fällen nicht in der Lage gewesen ist, den Index zu schlagen. Nur in

einem (bei Verwendung des REX-P) bzw. drei Fällen (bei Verwendung des Salomon Brothers Index) ergibt sich ein positives Alpha; dieses ist jedoch in keinem Fall signifikant. Andererseits ist auch nur in einem Fall das Alpha signifikant negativ. Im Durchschnitt entsprechen die Werte einer Unterperformance auf Jahresbasis von etwa 0,47% bei Verwendung des REX-P bzw. 0,34% bei Verwendung des Salomon Brothers Index.

Auch hier ergibt sich wiederum ein deutlich abweichendes Bild, wenn der Commerzbank-Index als Benchmark verwendet wird. Sowohl für die Mehrzahl der Fonds als auch im Durchschnitt ist das Alpha positiv; jedoch ist keiner der Werte signifikant verschieden von Null. Der Commerzbank-Index besitzt auch eine höhere Erklärungskraft für die Fondsrenditen. Das R^2 , das den durch die Regression erklärten Teil der Varianz der Fondsrenditen mißt, beträgt 0,745 im Vergleich zu 0,676 bzw. 0,606 bei Verwendung des REX-P bzw. des Salomon Brothers Index. Trotz dieser im Detail unterschiedlichen Ergebnisse ergibt sich übereinstimmend die Schlußfolgerung, daß die realisierte Rendite der Fonds weder nach oben noch nach unten signifikant von der bei Gültigkeit des Ein-Faktor-Modells zu erwartenden Rendite abweicht.

KIELKOPF (1995) hat mit einem abweichenden Ansatz gearbeitet. Er regressiert nicht die Risikoprämie des Fonds auf die des Index, sondern die Rendite des Fonds auf die Rendite des Index und die Renditen für Monatsgeld. Er verwendet den REX-P als Marktindex und erhält im Durchschnitt positive, aber nicht signifikante Alphas. Die aus den beiden Ansätzen resultierenden Alphas sind jedoch nicht miteinander vergleichbar. Aus der Tatsache, daß eine empirische Regressionsgerade stets durch den Punkt verläuft, der von den Mittelwerten der abhängigen und der unabhängigen Variablen bestimmt wird, ergibt sich für das Jensen-Alpha

$$\mathbf{a} = \bar{r}_i - (1 - \mathbf{b})\bar{r}_f - \mathbf{b}\bar{r}_m,$$

während sich aus dem Ansatz von KIELKOPF

$$\mathbf{a} = \bar{r}_i - \mathbf{b}_1 \bar{r}_f - \mathbf{b}_2 \bar{r}_m$$

ergibt. Ein Vergleich der beiden Ansätze zeigt, daß das Jensen-Alpha die implizite Restriktion enthält, die Koeffizienten von r_m und r_f addierten sich zu eins. Da der zweite Ansatz diese Restriktion nicht enthält, sind die Alpha-Werte nicht direkt vergleichbar. KIELKOPF verwendet jedoch zusätzlich einen Ansatz, der die Koeffizienten mit Hilfe der quadratischen Programmierung und unter der Nebenbedingung, die Koeffizienten seien nichtnegativ und ihre Summe betrage 1, schätzt. In diesem Fall erhält er Ergebnisse, die denen in dieser Arbeit qualitativ entsprechen.

Dies gilt im übrigen auch für die von ihm untersuchten Multi-Index-Modelle, bei denen er den REX-P durch die Renditen mehrerer synthetischer Anleihen unterschiedlicher Emittenten (Bundesanleihen und Bankschuldverschreibungen) und Laufzeiten (1, 5 und 10 Jahre) ersetzt.

Die Ergebnisse in Tabelle 4 können dadurch verzerrt sein, daß einige der Fonds trotz des Anlageschwerpunktes in deutschen Rentenwerten einen Aktienanteil in ihrem Portfolio halten. Darüber hinaus kann ein Aktien-Exposure auch durch Wandelanleihen oder Optionsanleihen mit Optionsscheinen begründet werden. Daher wurden die Regressionen wiederholt, wobei jetzt zusätzlich die Risikoprämie eines Aktienindex als erklärende Variable einbezogen wurde. Als Index haben wir dabei den *Deutschen Aktienindex für Forschungszwecke* (DAFOX) verwendet.¹⁹ Er wird aus den Preisen aller an der Frankfurter Wertpapierbörse amtlich notierten deutschen Aktien errechnet. In Tabelle 5 sind die Ergebnisse bei Verwendung des REX-P und des Commerzbank-Index als Rentenindex dargestellt.

Die Vermutung, daß einige Fonds ein Aktien-Exposure aufweisen, wird bestätigt. Dessen Berücksichtigung führt jedoch zu nur minimalen Änderungen der Jensen-Alphas. Es ergibt sich daher auch keine qualitative Veränderung der Ergebnisse. Der Erklärungsgehalt der Regression steigt im Durchschnitt leicht an; das durchschnittliche R^2 beträgt 0,676 bei Verwendung des REX-P und 0,782 bei Verwendung des Commerzbank-Index.

¹⁹ Für die Bereitstellung der Daten bedanken wir uns bei der Deutschen Finanzdatenbank in Karlsruhe.

Tabelle 5: Performancemessung mit einem Renten- und einem Aktien-Index

Das Alpha ist der Achsenabschnitt aus der für jeden Fonds durchgeführten Regression

$$r_{i,t} = a_i + b_i r_{m,t} + g_i r_{a,t} + e_{i,t}.$$

Dabei sind $r_{i,t}$, $r_{m,t}$ bzw. $r_{a,t}$ die Risikoprämien des Fonds i , des Rentenindex m bzw. des DAFOX in Periode t .

Als Rentenindex wurde der REX-P und der Commerzbank-Index verwendet. In den Spalten 2 bis 4 bzw. 5 bis 7 sind die resultierenden Werte für a_i , b_i , und g_i angegeben. * bzw. ** zeigt Signifikanz auf dem 5%-Niveau bzw. dem 1%-Niveau an. Die Werte für b_i sind alle statistisch signifikant auf dem 1%-Niveau, so daß auf eine Kennzeichnung verzichtet wurde.

Fonds	REX und DAFOX			Commerzbank-Index und DAFOX		
	a_i	b_i	g_i	a_i	b_i	g_i
Fonds A	-0,036	0,767	0,028**	0,00897	0,903	0,027**
Fonds B	-0,0434	0,853	0,0083	0,0064	1,007	0,0075
Fonds C	-0,0058	0,737	0,0048	0,0366	0,9	0,0034
Fonds D	-0,0497	0,525	0,0268**	-0,0198	0,6522	0,025**
Fonds E	-0,05297	0,883	0,0609**	-0,0016	1,05	0,0599**
Fonds F	-0,0286	0,732	0,0065	0,0138	0,879	0,0055
Fonds G	-0,0237	0,726	0,002	0,018	0,889	0,0005
Fonds H	-0,082	0,569	0,0448**	-0,0493	0,692	0,0437**
Fonds I	-0,01578	0,569	0,0454**	0,0184	0,733	0,044**
Fonds K	-0,09297	0,519	0,0783**	-0,0635	0,6498	0,0768**
Fonds L	-0,01287	0,793	0,001	0,03314	0,953	-0,0002
Fonds M	0,0212	0,639	0,0271**	0,0585	0,759	0,0264**
Fonds N	-0,0548	0,813	0,0159	-0,0077	0,876	0,0148**
Fonds O	-0,136*	0,541	0,0764**	-0,105	0,663	0,0753**
Fonds P	-0,03899	0,698	0,0213**	0,0016	0,834	0,0204**
Fonds R	-0,0102	0,687	-0,003	0,03	0,806	-0,0034
Fonds S	0,0161	0,636	0,0057	0,0535	0,738	0,0055
Fonds T	-0,0665	0,8478	0,0329**	-0,0169	0,998	0,0323**
Fonds U	-0,0284	0,821	0,0005	0,0201	0,9466	0,0004
<i>Durchschnitt</i>	-0,03902	0,703	0,0255	0,00185	0,838	0,0245

Im ersten Teil haben wir gezeigt, daß trotz des Fehlens eines entsprechenden theoretischen Modells ein über die Zeit stabiler linearer Zusammenhang zwischen Portfolios konstanter Zusammensetzung und dem REX-P existiert. Es ist jedoch aus drei Gründen fraglich, ob die untersuchten Fonds als Portfolios konstanter Zusammensetzung aufgefaßt werden können. Zum einen kann das Fondsmanagement bewußt die Entscheidung treffen, die Duration des Portfolios (und damit das Portfoliobeta) zu variieren, um von prognostizierten Zinsänderungen zu profitieren. Dieses Verhalten wird als *Timing* bezeichnet und ist auch bei Aktienfonds verbreitet. SCHERER (1994) und STEINER / WITTRÖCK (1994) geben einen Überblick über Ansätze, Timing im Rahmen der externen Performance-Messung zu identifizieren.

Der zweite Grund ist der, daß Manager von Rentenfonds nur in verfügbare Anleihen investieren können. Da beispielsweise in Niedrigzinsphasen tendenziell Anleihen mit höherer Duration emittiert werden,²⁰ kann die Abhängigkeit von verfügbaren Emissionen zu im Zeitablauf variierender Portfolioduration führen.

Schließlich wird auch ein Portfoliomanager, der versucht, einen Rentenindex zu duplizieren (zu tracken), systematische Variationen der Duration in geringem Umfang zulassen, da eine permanente Portfolioumschichtung wegen der damit verbundenen Transaktionskosten zu kostenintensiv ist.

Es interessiert daher, inwieweit die Fonds ein konstantes Beta aufweisen. Um dies zu untersuchen, wurde die Beobachtungsperiode in zwei Teilzeiträume zerlegt und jeweils für jeden Fonds das Beta ermittelt. Wird der REX als Index verwendet, beträgt die Rangkorrelation zwischen den Betas für die zwei Teilzeiträume 0,066. Wird die Sensitivität bezüglich des Commerzbank-Index aus einer Regression mit dem Commerzbank-Index und dem DAFOX als erklärenden Variablen verwendet,²¹ so lautet der entsprechende Wert 0,134. Das Beta eines Fonds in der ersten Teilperiode enthält daher praktisch keine Informationen über das zukünftige systematische Risiko des Fonds. Dieses Ergebnis unterscheidet sich von entsprechenden Resultaten für Aktienfonds (MALKIEL 1995) und stellt die Validität der in Tabelle 4 enthaltenen Ergebnisse in Frage.

Diese Schlußfolgerung wird unterstützt, wenn der Zusammenhang zwischen den Fondsbetas und der erzielten Risikoprämie betrachtet wird. Über den Gesamtzeitraum und unter Verwendung des REX-P gemessen, ergibt sich hier eine positive, aber nicht signifikante Korrelation von 0,321.²² Wird die Regression unter Einbeziehung des DAFOX verwendet, steigt die Korrelation zwischen Risikoprämie und der Sensitivität bezüglich des REX-P auf 0,456; diese Korrelation ist

²⁰ Dies gilt zum einen, weil Anleihen mit niedrigerem Kupon eine höhere Duration aufweisen; zum anderen, weil in Niedrigzinsphasen tendenziell Anleihen mit längerer Laufzeit emittiert werden. Beispielsweise sind die 30-jährigen Bundesanleihen alle in Perioden niedrigen Zinses emittiert worden.

²¹ Diese Regression wurde deshalb ausgewählt, weil sie den gemessen am R^2 größten Erklärungsgehalt aufweist.

²² Die hier verwendete Methodik vernachlässigt Schätzfehler in den Betas und mögliche Querschnittskorrelation in den Residuen. Das zweite Problem läßt sich durch Portfoliobildung vermindern. Mit insgesamt nur 19 Fonds standen dafür jedoch nicht genügend Daten zur Verfügung. Das erste Problem wird, wie in den klassischen CAPM-Tests von BLACK / JENSEN / SCHOLLES (1972) und FAMA / MCBETH (1973), üblicherweise ausgeschaltet, indem die Betas mit Daten einer vor dem eigentlichen Untersuchungszeitraum liegenden Periode gemessen werden. Ein derartiger Instrumentvariablenansatz ist jedoch angesichts der Instabilität der Fondsbetas im vorliegenden Fall ungeeignet.

(marginal) signifikant auf dem 5%-Niveau. Dagegen ist die Korrelation zwischen der Risikoprämie und der Sensitivität bezüglich des DAFOX signifikant negativ; sie beträgt $-0,723$.²³

Die Hypothese, das Beta eines Fonds und die erzielte Risikoprämie seien unkorreliert, kann also bei Verwendung eines Ein-Index-Modells selbst auf dem 10%-Niveau nicht verworfen werden. Erst die Einbeziehung eines Aktienindex in die Regression führt zu einer marginal signifikanten Korrelation. Diese ist jedoch viel zu gering, um eine Interpretation der Sensitivität bezüglich des Renten- und des Aktienindex als *einzig*e systematische Determinante der Risikoprämie zu erlauben. Dieses Ergebnis, das sich in Übereinstimmung mit den Resultaten für Aktien bzw. Aktienfonds von FAMA / FRENCH (1992) und MALKIEL (1995) befindet, verstärkt die Zweifel an der Validität der Ergebnisse des Ein-Faktor-Modells.

Vergleich der Performance-Maße

Die Existenz verschiedener Performance-Maße wirft die Frage auf, ob die Unterschiede zwischen den Maßen auch zu unterschiedlichen Ergebnissen führen. Alle angewendeten Verfahren führten zu der Schlußfolgerung, daß die Fonds keine systematisch bessere Performance aufweisen als ein passiver Index. Es interessiert nun zusätzlich, ob die sich ergebende Rangfolge der 19 Fonds einheitlich ist oder ob sich Abweichungen zwischen den Maßen ergeben.

Dazu ist zunächst zu klären, ob die sich bei Anwendung eines Performance-Maßes ergebende Rangfolge der Fonds tatsächlich deren relative Vorteilhaftigkeit abbildet. Bei der nicht risikobereinigten Rendite und dem Sharpe-Maß (soweit es positiv ist²⁴) ist das der Fall. Dagegen kann aus einem höheren Alpha eines Fonds noch nicht auf eine generelle Überlegenheit dieses Fonds im Vergleich zu einem anderen Fonds mit niedrigerem Alpha geschlossen werden, da die beiden Fonds ein unterschiedliches systematisches Risiko aufweisen können (vgl. z.B. REICHLING /

²³ Wird statt des REX-P der Commerzbank-Index verwendet, so ergeben sich mit Korrelationskoeffizienten von 0,462 und $-0,721$ nahezu identische Resultate.

²⁴ Ist das Sharpe-Maß für mehrere Fonds negativ, so kann es zwischen diesen zu einer fehlerhaften Rangfolge kommen. Man macht sich das leicht anhand eines Diagramms klar, in dem auf der Abszisse die Standardabweichung und auf der Ordinate die realisierte durchschnittliche Risikoprämie abgetragen wird. Das Sharpe-Maß entspricht dort der Steigung der Geraden, die den Ursprung mit der realisierten Kombination aus Risikoprämie und Standardabweichung verbindet. Von zwei Fonds mit gleicher negativer Risikoprämie wird derjenige mit dem *geringeren* Risiko als schlechter eingestuft, da er das kleinere Sharpe-Maß aufweist. Die Rangfolge der drei Fonds unserer Stichprobe, die ein negatives Sharpe-Maß aufweisen (vgl. Tabelle 3), wird, wie eine Überprüfung zeigte, dadurch nicht verzerrt.

VETTER 1995). Es läßt sich jedoch zeigen, daß ein Fonds, der ein höheres Alpha aufweist, dann einem anderen Fonds überlegen ist, wenn er gleichzeitig ein höheres Return-to-Volatility-Verhältnis (Treyner-Maß)

$$T = \frac{\bar{r}_i - \bar{r}_f}{b_i}$$

aufweist. Wir leiten diese Beziehung im Anhang her.

Da die sich bei Anwendung des Treynor-Maßes ergebende Rangfolge nahezu identisch mit der der Alphas ist (die Rangkorrelationskoeffizienten liegen zwischen 0,979 bei Verwendung des REX und 0,998 bei Verwendung des Commerzbank-Index), ist im vorliegenden Fall die Voraussetzung für die Erstellung eines Rankings auf Basis der Alphas gegeben.

In Tabelle 6 sind die Rangkorrelationskoeffizienten zwischen den Ergebnissen bei Anwendung der verschiedenen Performance-Maße dargestellt. Es zeigt sich, daß die Rangfolgen weitgehend identisch sind.²⁵ Die Eindeutigkeit dieses Resultats ist angesichts der Zweifel an der Validität der Ergebnisse der Ein-Faktor-Modelle überraschend.

²⁵ Das bedeutet auch, daß die im Zusammenhang mit der Risikobeurteilung angesprochene Planungshorizontabhängigkeit des risikofreien Zinssatzes offensichtlich keinen Einfluß auf die Ergebnisse hat - selbst die ohne jede Risikoadjustierung auskommende Durchschnittsrendite führt zu einer praktisch identischen Rangfolge der Fonds.

Tabelle 6: Vergleich der Performance-Maße

Die Felder der Tabelle enthalten den Rangkorrelationskoeffizienten zwischen dem in der zugehörigen Zeile und der zugehörigen Spalte aufgeführten Performance-Maß. Alle Rangkorrelationskoeffizienten sind signifikant auf dem 1%-Niveau (kritischer Wert für $n = 19$ Fonds; einseitiger Test: 0,535).

	Sharpe-Maß	Alpha REX	Alpha CoBa-Index	Alpha Salomon Brothers	Alpha REX und DAFOX	Alpha CoBa-Index u. DAFOX
Rendite	0,993	0,968	0,998	0,981	0,975	0,993
Sharpe-Maß		0,961	0,995	0,975	0,974	0,997
Alpha REX			0,972	0,997	0,997	0,970
Alpha CoBa-Index				0,983	0,979	0,997
Alpha Salomon Brothers					0,997	0,981
Alpha REX und DAFOX						0,981

Als Schlußfolgerung ergibt sich, daß eine Beurteilung der relativen Vorteilhaftigkeit der einzelnen Fonds bereits auf der Basis nicht risikobereinigter Renditen recht zuverlässig möglich ist. Allerdings sollte zumindest eine Gegenüberstellung mit der Rendite eines Index oder eines anderen geeigneten Vergleichsportfolios vorgenommen werden, um neben der relativen auch die absolute Performance der Fonds beurteilen zu können. Sofern eine Risikobereinigung vorgenommen werden soll, erscheint die Verwendung des Sharpe-Maßes erwägenswert. Es ist leichter zu ermitteln und, anders als das Jensen-Maß, ohne grundsätzliche Probleme auf die Beurteilung der Performance von Rentenportfolios übertragbar.

Demgegenüber hat das Jensen-Maß den Vorteil, nur das systematische Risiko eines Portfolios zu berücksichtigen. Angesichts der dargestellten Probleme ist jedoch nicht klar, ob seine Anwendung zu verbesserten Ergebnissen führt.

Persistenz

Für den Anleger sind Informationen über die Performance von Investmentfonds insbesondere dann interessant, wenn sie Rückschlüsse auf zukünftige Performance gestatten. Das ist dann der Fall, wenn bessere Performance Ausdruck eines überlegenen Fondsmanagements und nicht einer

zufälligen Wertentwicklung war und somit die zukünftige Performance auf der Basis vergangener Performance prognostizierbar ist.

Für den amerikanischen Markt wurden Hinweise auf eine Persistenz der Performance von Aktienfonds insbesondere für die siebziger Jahre gefunden (vgl. MALKIEL 1995 und die dort angegebene Literatur). Dagegen finden BLAKE / ELTON / GRUBER (1993) keinen Beleg für die Prognostizierbarkeit der Renditen von Rentenfonds. Für den deutschen Aktienmarkt finden KEHR / KRAHNEN / SCHERER / THEISSEN (1994) auf Basis des Sharpe-Maßes Hinweise auf Persistenz, während WITTROCK (1995) anhand einer größeren Stichprobe und verschiedener Methoden keine überzeugenden Hinweise auf die Persistenz von Renditen findet. KIELKOPF (1995) kommt für die von ihm untersuchten Rentenfonds ebenfalls zu dem Schluß, daß die historische Performance keine zuverlässige Prognose zukünftiger Performance zuläßt.

Im folgenden soll untersucht werden, ob es Hinweise auf eine Persistenz der Performance der untersuchten Rentenfonds gibt. Zu diesem Zweck wurde der Beobachtungszeitraum in zwei Teilzeiträume unterteilt und für jeden Teilzeitraum die Performance gemessen. Tabelle 7 zeigt die Rangkorrelationskoeffizienten zwischen den Ergebnissen für die Teilzeiträume bei Anwendung der verschiedenen Performance-Maße. Dabei zeigt sich, daß tendenziell ein negativer Zusammenhang zwischen der Performance in den Teilperioden besteht.²⁶

Tabelle 7: Persistenz der Performance: Rangkorrelation

Die Performance wurde für beide Teilzeiträume gemessen. Angegeben ist der Rangkorrelationskoeffizient der untersucht, ob zwischen den Rangfolgen der 19 Fonds in den beiden Teilzeiträumen ein Zusammenhang besteht. * zeigt an, daß der Rangkorrelationskoeffizient auf dem 10%-Niveau signifikant verschieden von Null ist (zweiseitiger Test).

	Rendite	Sharpe-Maß	Jensen-Alpha REX	Jensen-Alpha CoBa- Index und DAFOX
Rangkorrelation	-0,405*	-0,228	-0,295	-0,140

²⁶ Aus den bei KIELKOPF (1995), S. 181, angegebenen Rangzahlen für die Performancemessung auf Basis der einfachen Durchschnittsrenditen läßt sich für die Teilzeiträume 1978-86 und 1986-93 ein Rangkorrelationskoeffizient von -0,116 errechnen. Dieser Wert ist deutlich näher an 0 als der entsprechende Wert aus Tabelle 7 (-0,405). Dies kann als Unterstützung für die im Text folgende Interpretation gewertet werden.

Eine mögliche Erklärung besteht darin, daß die Zinsentwicklung in den beiden Teilzeiträumen (Juli 1984 bis September 1988 und Oktober 1988 bis Dezember 1992) unterschiedlich verlief. Während die erste Teilperiode durch tendenziell sinkende Zinsen und eine normale Zinsstrukturkurve geprägt war, kam es während des zweiten Teilzeitraums zu deutlichen Zinssteigerungen bei einer zeitweilig inversen Zinsstruktur.

Um die Plausibilität dieses Erklärungsansatzes zu überprüfen, haben wir den Beobachtungszeitraum in vier Teilperioden unterteilt. Die erste Teilperiode (Juli 1984 bis August 1986) war durch deutlich sinkende Zinsen geprägt, während in der dritten Teilperiode (Oktober 1988 bis November 1990) ein ausgeprägter Zinsanstieg stattfand. Die beiden übrigen Teilperioden weisen keinen derart ausgeprägten Trend auf. Errechnet man nun die Rangkorrelation zwischen den Performancemaßen für die einzelnen Teilzeiträume, so findet man eine sehr ausgeprägte negative Relation zwischen der Performance in der ersten und der dritten Teilperiode (-0,58 bei Verwendung des Sharpe-Maßes) während die Rangkorrelation zwischen den übrigen Teilzeiträumen deutlich weniger ausgeprägt ist und kein einheitliches Vorzeichen aufweist.

Die in Tabelle 7 dargestellten Ergebnisse sind daher vermutlich auf die Zinsentwicklung in unserem Beobachtungszeitraum zurückzuführen. Da diese jedoch ex ante nicht prognostizierbar war, bestand keine Möglichkeit, den dokumentierten Zusammenhang profitabel auszunutzen. Daher dürfen die Resultate nicht in dem Sinne interpretiert werden, daß sich durch Kauf von Anteilen an Fonds mit schlechter Performance in der Zukunft höhere Renditen erzielen lassen.

Fondsperformance und Gebührenhöhe

Die in der Untersuchung verwendeten Renditen wurden aus den Rücknahmepreisen *nach* Abzug aller zu Lasten des Fondsvermögens getätigten Aufwendungen errechnet. Es wurde festgestellt, daß die durchschnittliche Unterperformance im Vergleich zum REX-P in der Größenordnung der erhobenen Gebühren liegt. Das legt die Vermutung nahe, es könne ein Zusammenhang zwischen der Gebührenhöhe eines Fonds und seiner Performance bestehen. Eine derartige Beziehung haben ELTON / GRUBER / DAS / HLAVKA (1993) für amerikanische Aktienfonds und BLAKE / ELTON / GRUBER (1993) für amerikanische Rentenfonds gefunden. Die dortigen Ergebnisse legen die Empfehlung nahe, in Fonds mit niedrigen Gebühren zu investieren, da Fonds mit höheren Gebührensätzen keine ausreichende Kompensation in Form höherer Bruttorendite bieten.

Um zu überprüfen, ob auch für die hier untersuchten deutschen Rentenfonds ein solcher Zusammenhang besteht, haben wir die gesamten Aufwendungen zu einem prozentualen Aufwandssatz zusammengefaßt und der Performance gegenübergestellt. Dabei ist zu beachten, daß die Performance auf Basis der Nettorenditen, also der Renditen nach Berücksichtigung der Gebühren, ermittelt wurde. Die in der ersten Zeile der Tabelle 8 dargestellten Ergebnisse weisen alle ein negatives Vorzeichen auf. Dies bedeutet, daß Fonds mit höheren Gebührensätzen tendenziell eine niedrigere Nettorendite aufweisen, also nicht vollständig in der Lage sind, den Anleger für die höheren Gebühren zu kompensieren. Da jedoch keiner der Werte statistisch signifikant von Null verschieden ist, kann von einem systematischen Zusammenhang nicht gesprochen werden.

Auch mit Bezug auf den Ausgabeaufschlag läßt sich fragen, ob ein Fonds mit höheren Kosten dem Anleger eine bessere Leistung bietet. Die im unteren Teil von Tabelle 8 gezeigten Ergebnisse zeigen, daß dies offenbar nicht so ist; der Zusammenhang zwischen der Höhe des Ausgabeaufschlags und der Performance ist tendenziell negativ. Fonds mit höherem Ausgabeaufschlag bieten dem Anleger also keine Kompensation in Form einer besseren Performance.

Tabelle 8: Fondsperformance und Gebührenhöhe

Die Performance wurde anhand der in der Kopfzeile angegebenen Maße gemessen. *Gebühren* ist der Gesamtbeitrag der zu Lasten des Fondsvermögens getätigten Aufwendungen, ausgedrückt als Anteil am durchschnittlichen Fondsvermögen des Rechnungsjahres. Der *Ausgabeaufschlag* ist ein prozentualer Aufschlag auf den Anlagebeitrag, der beim Erwerb von Fondsanteilen einmalig zu entrichten ist. Die Tabellenfelder enthalten jeweils oben den Korrelationskoeffizienten und darunter den Spearmanschen Rangkorrelationskoeffizienten.

	Risikoprämie	Sharpe-Maß	Alpha REX	Alpha CoBa-Index und DAFOX
Gebühren	-0,106	-0,100	-0,051	-0,087
	-0,007	-0,018	-0,081	-0,021
Ausgabeaufschlag	-0,238	-0,238	-0,161	-0,230
	-0,112	-0,142	-0,142	-0,117

Schlußfolgerungen

Die Leistung von Rentenfonds ist, anders als die von Aktienfonds, bislang kaum systematisch untersucht worden. Im vorliegenden Aufsatz wurde versucht, die Anwendbarkeit verschiedener Performance-Maße zu diskutieren und eine Untersuchung der Performance deutscher Rentenfonds vorzulegen.

Dabei wurde zunächst gezeigt, daß die Verwendung eines Ein-Faktor-Modells zur Performance-Messung trotz des Fehlens einer theoretischen Rechtfertigung vertretbar ist, wenn monatliche Daten verwendet werden und die zu beurteilenden Portfolios konstante Zusammensetzung aufweisen. Bei der anschließenden Anwendung auf 19 Rentenfonds zeigte sich jedoch, daß die Annahme konstanter Portfoliozusammensetzung offenbar deutlich und systematisch verletzt wird. Dies erneuert die Zweifel an der Anwendbarkeit des Ein-Faktor-Modells. Andererseits sind jedoch sämtliche Ergebnisse, betreffen sie nun die Performance selbst, ihre Persistenz oder den Zusammenhang mit der Gebührenhöhe, praktisch unabhängig vom verwendeten Performancemaß. Dies spricht zwar wiederum für die Validität der Ergebnisse des Ein-Faktor-Modells, andererseits aber auch gegen eine Überlegenheit der daraus abgeleiteten Performance-Maße gegenüber den anderen, einfacheren Maßen. Insofern kann aus unseren Ergebnissen geschlossen werden, daß die Risikoprämie oder das Sharpe-Maß zur Beurteilung der Leistung des Fondsmanagements ausreichend sind.

Unabhängig vom verwendeten Maß zeigt sich, daß die meisten Fonds keine bessere Performance aufzuweisen haben als ein passiver Index. Das Gesamturteil über die Leistung des Fondsmanagements - nicht dagegen die sich ergebende Rangfolge der Fonds - hängt dabei vom verwendeten Index ab; die Performance der Fonds erscheint in einem günstigeren Licht, wenn sie mit dem Commerzbank-Index verglichen wird. Die Gründe für dieses Ergebnis sind nicht völlig klar. Einerseits ist für den Commerzbank-Index eine höhere Rendite zu erwarten als für die anderen Indizes, da er auf Basis von Bankschuldverschreibungen errechnet wird. Andererseits wurde jedoch dargelegt, daß die regelmäßige Anpassung der Kupon- und Laufzeitstruktur unter bestimmten Bedingungen zu einer niedrigeren Rendite führen kann.

Unabhängig davon können die Ergebnisse aus der Sicht potentieller Anleger nicht als Argument gegen eine Anlage in Rentenfonds interpretiert werden, da der Anleger die hier als Benchmark verwendeten Indizes nicht zu Transaktionskosten von Null kaufen kann, wie es bei dem

durchgeführten Vergleich unterstellt wird.²⁷ Um Aussagen über die *absolute* Vorteilhaftigkeit von Fonds machen zu können, müßte eine am Markt verfügbare Alternativanlage unter Einbeziehung aller damit verbundenen Transaktionskosten zum Vergleich verwendet werden.

Aussagen über die *relative* Vorteilhaftigkeit der untersuchten Fonds sind dagegen möglich. Hier zeigt sich zum einen, daß die historische Performance eines Fonds keine Schlüsse auf seine zukünftige Performance ermöglicht. Der in Tabelle 7 dokumentierte negative Zusammenhang der Renditen in den beiden Teilperioden ist vermutlich auf die Zinsentwicklung im Beobachtungszeitraum zurückzuführen. Insofern ergibt sich als Schlußfolgerung, daß es offenbar keine Fonds mit systematisch besserem oder schlechterem Management gibt. Daher hat eine Orientierung der Kaufentscheidung an historischen Performancemaßen keine sinnvolle Grundlage.

Auch eine Ausrichtung der Investitionsentscheidung an der Gebührenhöhe erscheint nicht gerechtfertigt, da kein systematischer Zusammenhang zwischen der Höhe der Aufwendungen und der Performance existiert. Dagegen gibt es Anhaltspunkte dafür, daß der Anleger Fonds mit niedrigem Ausgabeaufschlag wählen sollte. Allerdings hat die Bedeutung des Ausgabeaufschlags als Kostenfaktor durch das Aufkommen der Discount Broker an Bedeutung verloren.

²⁷ Der REX und der Commerzbank-Index können aufgrund ihrer Errechnung aus Preisen synthetischer Anleihen ohnehin nicht exakt repliziert werden.

Anhang

Es soll gezeigt werden, daß ein Fonds i , der ein größeres Alpha aufweist als ein Fonds j diesem dann generell überlegen ist, wenn zusätzlich gilt:

$$\frac{\bar{r}_i - \bar{r}_f}{\mathbf{b}_i} > \frac{\bar{r}_j - \bar{r}_f}{\mathbf{b}_j} \quad (\text{A1})$$

Hier und im folgenden bezeichnet $\mathbf{a}_i, \mathbf{b}_i$ bzw. $\mathbf{a}_j, \mathbf{b}_j$ Achsenabschnitt und Steigung einer Regression der Risikoprämie von Fonds i bzw. j auf die Rendite eines Index; $\bar{r}_i, \bar{r}_j, \bar{r}_f$ bezeichnet die durchschnittliche Rendite der Fonds i bzw. j bzw. der risikofreien Anlage. Das in (A1) verwendete Maß ist das Return-to-Volatility-Maß nach Treynor.

Durch eine Kombination aus Fonds i und risikofreier Anlage läßt sich ein Portfolio bilden, das das gleiche systematische Risiko aufweist wie der Fonds j . Dieses Portfolio besteht zu einem Anteil $\mathbf{b}_j/\mathbf{b}_i$ aus Fonds i und zu $(1 - \beta_j/\beta_i)$ aus der risikofreien Anlage. Die Portfoliorendite ist

$$\begin{aligned} r_i^* &= (\beta_j/\beta_i)r_i + (1 - \beta_j/\beta_i)r_f \\ &= (\beta_j/\beta_i)(r_f + \alpha_i + \beta_i(r_m - r_f)) + (1 - \beta_j/\beta_i)r_f \\ &= r_f + \frac{\beta_j}{\beta_i}\alpha_i + \beta_j(r_m - r_f) \end{aligned}$$

Dieses Portfolio weist genau dann eine höhere Rendite als Fonds j auf, wenn gilt:

$$\begin{aligned} r_i^* &> r_j \\ r_f + \frac{\beta_j}{\beta_i}\alpha_i + \beta_j(r_m - r_f) &> r_f + \alpha_j + \beta_j(r_m - r_f) \\ \frac{\alpha_i}{\beta_i} &> \frac{\alpha_j}{\beta_j} \end{aligned}$$

Da für jeden Fonds $k, k \in i, j$ $\alpha_k = \bar{r}_k - \bar{r}_f - \beta_k(\bar{r}_m - \bar{r}_f)$ gilt, ist die letzte Bedingung äquivalent zu

$$\frac{\bar{r}_i - \bar{r}_f}{\mathbf{b}_i} > \frac{\bar{r}_j - \bar{r}_f}{\mathbf{b}_j}.$$

Das heißt: Wenn der Fonds mit dem größeren Alpha auch das größere Treynor-Maß aufweist, dann läßt sich ein Portfolio konstruieren, das bei gleichem systematischem Risiko eine höhere

Rendite aufweist. Der Fonds mit dem größeren Alpha ist dann eindeutig vorteilhaft in dem Sinne, daß eine klare Rangfolge der Vorteilhaftigkeit gebildet werden kann.

Literaturverzeichnis

BLACK, FISCHER / JENSEN, MICHAEL C. / SCHOLES, MYRON: The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests. In: Jensen, Michael C. (Hrsg.): Studies in the Theory of Capital Markets, New York 1972.

BLAKE, CHRISTOPHER R. / ELTON, EDWIN J. / GRUBER, MARTIN J.: The Performance of Bond Mutual Funds. Journal of Business 66 (1993), S. 371-403.

BUNDESVERBAND DEUTSCHER INVESTMENT-GESELLSCHAFTEN E.V.: Investment 1984, Frankfurt 1984.

BUNDESVERBAND DEUTSCHER INVESTMENT-GESELLSCHAFTEN E.V.: Investment 1993, Frankfurt 1993.

DEUTSCHE BUNDESBANK: Monatsberichte, diverse Ausgaben.

ELTON, EDWIN J. / GRUBER, MARTIN J.: Modern Portfolio Theory and Investment Analysis, 4th edition. New York u.a. 1991.

ELTON, EDWIN J. / GRUBER, MARTIN J. / BLAKE, CHRISTOPHER R.: Fundamental Variables, APT, and Bond Fund Performance. Working Paper, November 1993.

ELTON, EDWIN J. / GRUBER, MARTIN J. / DAS, SANJIV / HLAVKA, MATTHEW: Efficiency With Costly Information: A Reinterpretation of Evidence from Managed Portfolios. Review of Financial Studies 6 (1993), S. 1-22.

FAMA, EUGENE F. / FRENCH, KENNETH R.: The Cross-Section of Expected Stock Returns. Journal of Finance 47 (1992), S. 427-465.

FAMA, EUGENE F. / MCBETH, JAMES D.: Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. Journal of Political Economy 71 (1973), S. 607-636.

FRANTZMANN, H.-J.: Zur Messung des Marktrisikos deutscher Aktien. Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung 42 (1990), S. 67-83.

GRINBLATT, MARK / TITMAN, SHERIDAN: The Relation Between Mean-Variance Efficiency and Arbitrage Pricing. Journal of Business 60 (1987), S. 97-112.

HÄUBLER, WALTER / KIRSCHNER, WOLFGANG / SCHALK, MARTIN: Deutscher Rentenindex REX eingeführt. Die Bank 6/1991, S. 327-330.

- HENRIKSSON, ROY D. / MERTON, ROBERT C.: On Market Timing and Investment Performance: Statistical Procedures for Evaluating Forecast Skills. *Journal of Business* 54 (1981), S. 513-533.
- JENSEN, MICHAEL C.: The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964. *Journal of Finance* 23 (1968), S. 389-416.
- JOHNSTON, JOHN: *Econometric Methods*, 3rd edition. McGraw Hill 1991.
- KEHR, CARL-HEINRICH / KRAHNEN, JAN P. / SCHERER, BERND / THEISSEN, ERIK: Fondspersormance und Anteilsabsatz. In: Christian Hipp et. al. (Hrsg.): *Geld, Finanzwirtschaft, Banken und Versicherungen* 1993, Karlsruhe 1994.
- KIELKOPF, KLAUS: *Performance von Anleiheportfolios*. Wiesbaden 1995.
- MALKIEL, BURTON G.: Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991. *Journal of Finance* 50 (1995), S. 549-572.
- REICHLING, PETER / VETTER, INGRID: Verzerrte Performance. *Die Bank* 11/1995, S. 676-681.
- SCHERER, BERND: *Timing deutscher Investmentfonds*. Unveröffentlichte Dissertation, Gießen 1993.
- SCHERER, BERND: *Timing deutscher Investmentfonds - Eine empirische Analyse*. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 213/2 (1994), S. 187-208.
- SHARPE, WILLIAM F.: Mutual Fund Performance. *Journal of Business* 39 (1966), Suppl., S. 119-138.
- SHARPE, WILLIAM F.: The Sharpe Ratio. *Journal of Portfolio Management* Fall 1994, S. 49-58.
- STEINER, MANFRED / WITTROCK, CARSTEN: Timing-Aktivitäten von Aktieninvestmentfonds und ihre Identifikation im Rahmen der externen Performance-Messung. *Zeitschrift für Betriebswirtschaft* 64 (1994), S. 593-618.
- STÜTZEL, WOLFGANG: Die Relativität der Risikobeurteilung von Vermögensbeständen. In: Hax, Herbert (Hrsg.): *Entscheidung bei unsicheren Erwartungen*. Köln und Opladen 1970, S. 9-26.
- TREYNOR, JACK L. / MAZUY, KAY K.: Can Mutual Funds Outguess the Market? *Harvard Business Review* 44 (1966), S. 131-136.
- VERLAG HOPPENSTEDT (Hrsg.): *Vademecum der Investmentfonds*, verschiedene Jahrgänge. Darmstadt u.a..

WERTSCHULTE, JOSEF F. / SCHALK, MARTIN: Meßlatte für deutsche Rentenportfolios. Die Bank 6/1992, S. 323-326.

WITTROCK, CARSTEN: Messung und Analyse der Performance von Wertpapierportfolios. Bad Soden 1995.

WITTROCK, CARSTEN / STEINER, MANFRED: Performance-Messung ohne Rückgriff auf kapitalmarkttheoretische Renditeerwartungsmodelle. Kredit und Kapital 28 (1995), S. 1-44.

ZIMMERMANN, HEINZ / ZOGG-WETTER, CLAUDIA: On Detecting Selection and Timing Ability: The Case of Stock Market Indexes. Financial Analysts Journal 48 (1992), Nr. 1, S. 80-83. c