

Performancemessung der Dividendenstrategie

Prof. Dr. Horst Rottmann und Christian Walter, Weiden

Ein wesentliches Ziel der Performancemessung bei der Portfolioanalyse ist es, den Anlageerfolg der Fondsmanger oder verschiedener Investmentstrategien zu messen. Hierfür haben sich zweidimensionale Performancemaße durchgesetzt. Im folgenden Beitrag erläutern wir die Eigenschaften der drei gebräuchlichsten Performancemaße und gehen ausführlich auf praktische Umsetzungsprobleme ein. Zur Demonstration der empirischen Anwendung beurteilen wir die Performance der Dividendenstrategie bei der Selektion von Wertpapieren aus dem DAX für den Zeitraum von 1980 bis 2002.

Prof. Dr. Horst Rottmann lehrt an der Fachhochschule Amberg-Weiden. Bevorzugte Forschungsgebiete: Empirische Wirtschaftsforschung und angewandte Ökonometrie, Arbeitsmarkt- und Produktivitätsforschung sowie Finanzmarktanalyse. Dipl. Betriebswirt (FH Amberg-Weiden) Christian Walter befasst sich in seiner Diplomarbeit mit der angewandten Performancemessung.

1. Einleitung

Das Thema Performancemessung gewann in den letzten Jahrzehnten sowohl in der wissenschaftlichen Literatur als auch in der Praxis zunehmend an Bedeutung. Dies zeigt sich auch in der Festlegung nationaler und internationaler Standards zur Leistungsmessung. In Deutschland entwickelte die *Deutsche Vereinigung für Finanzanalyse und Asset Management* Performance Presentation Standards (PPS), die am 1. Januar 1999 in Kraft traten.

Eine Anlageentscheidung basiert in der Regel nicht nur auf der erwarteten Rendite, sondern auch auf dem mit der Anlage verbundenen Risiko. Die eindimensionale Zielgröße Rendite trifft deshalb über die erzielte Portfolioleistung keine hinreichende Aussage. Um ein Investment risikoadjustiert beurteilen zu können, muss die erzielte Rendite mit dem dafür in Kauf genommenen Risiko ins Verhältnis gesetzt werden (zweidimensionale Performancemessung). Auf volatilen Wertpapiermärkten fällt es aber schwer zu unterscheiden, ob Können oder einfach der Zufall in Form von Glück bzw. Pech für die Performance ausschlaggebend waren. Die Unterscheidung fällt aber umso leichter, je häufiger und länger die Performance gemessen wird.

Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut: In Abschnitt 2 stellen wir die gebräuchlichsten zweidimensionalen Performancemaße dar. Dabei gehen wir auch auf die Bedeutung von Glück und Zufall bei der Performancemessung ein. Abschnitt 3 beschreibt die Funktionsweise der Dividendenstrategie bei der Selektion von Wertpapieren und geht kurz

auf die bisherigen Ergebnisse der Literatur ein. Die verwendete Datenbasis und die Berechnung der Wertpapierrenditen stellen wir in Abschnitt 4 vor. Abschließend werden in Abschnitt 5 die empirischen Ergebnisse erläutert.

2. Performancemessung

Neben den bereits angesprochenen Faktoren Rendite und Risiko wird oftmals auch die Liquidierbarkeit als Komponente für die Performancemessung hinzugezogen. Dies ist vor allem bei Analysen von Anlageformen, für die keine organisierten Märkte existieren (z. B. Immobilien, Kunstgegenstände), aber auch in engen (illiquiden) Marktsegmenten notwendig. Hierbei besteht jedoch das Problem, die Liquidierbarkeit richtig zu quantifizieren. Die Datenbasis dieser Arbeit, Aktien aus dem DAX, erlaubt es, diesen Faktor auszuklammern, da sämtliche Anlagen einen sehr hohen und gleichmäßigen Grad an Liquidität aufweisen. Das Risiko wird entweder durch das Gesamtrisiko (z. B. durch die Volatilität der Renditen) oder durch das systematische Risiko (z. B. durch das Beta) gemessen. Beim systematischen Risiko handelt es sich um nicht weiter diversifizierbare Marktrisiken. Während die *Sharpe Ratio* (SR) das Gesamtrisiko eines Portfolios einbezieht, gehen bei der *Treynor Ratio* (TR) und *Jensen's Alpha* (JA) einzig systematische Risiken in die Beurteilung der erzielten Performance ein.

Sharpe Ratio

Die SR ist immer noch das gebräuchlichste Performancemaß, obwohl es schon vor über 30 Jahren entwickelt wurde. *Sharpe* (1966) bezeichnet es auch als „Reward-to-Variability-Ratio“ und definiert es als folgende, relative Größe:

$$SR_i = \frac{\bar{r}_i - \bar{r}_f}{\sigma_i} = \frac{\bar{e}r_i}{\sigma_i} \quad (1)$$

\bar{r}_i arithmetisches Mittel der erzielten Renditen,

\bar{r}_f arithmetisches Mittel des risikolosen Zinses,

$\bar{e}r_i$ mittlere Überschussrendite (excess return),

σ_i historische Volatilität der Renditen.

Die SR berechnet die Risikoprämie (excess return) pro Einheit an übernommenem Gesamtrisiko. Sie gibt die Steigung der ex-post Kapitalmarktklinie an. Dabei werden an der Abszisse die Volatilität und an der Ordinate die erzielte Rendite abgetragen. Es wird also die historische Performance bestimmt und nicht, wie beispielsweise beim Capital Asset Pricing Model (CAPM), die ex-ante Rendite. Nur ex post können bei Gültigkeit des CAPM Rendite-Risiko-Kombinationen oberhalb der Kapitalmarktklinie liegen.

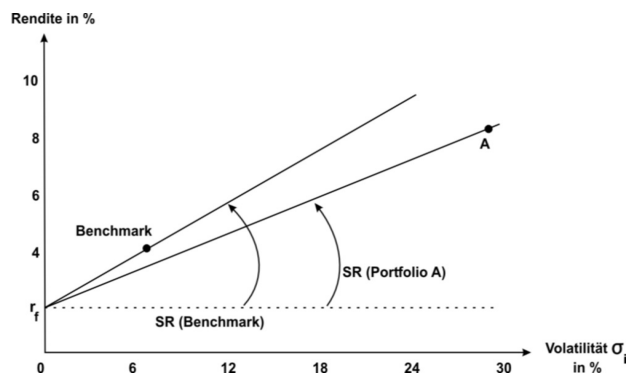


Abb. 1: Grafische Darstellung der SR

Gemäß *Abb. 1* hat das Benchmarkportfolio einen größeren SR-Wert erzielt als das Portfolio A. Schon an diesem Beispiel wird die Wirkungsweise eines zweidimensionalen Risikomaßes deutlich. Zwar ist mit dem Portfolio A eine eindeutig höhere Rendite (8% im Vergleich zu 4%) verbunden, dennoch ist der Anlageerfolg der Benchmark bei Verwendung der SR risikoadjustiert als besser einzustufen. Eine eindimensionale Beurteilung der Performance an Hand der erzielten Rendite würde dagegen zu einer Bevorzugung von Portfolio A führen.

Die Vorteile der SR liegen in der einfachen Erhebung der benötigten Inputdaten und in der leichten Interpretierbarkeit. *Modigliani/Modigliani (1997)* führten eine Transformation der SR in die Renditegröße RAP (risk adjusted performance) durch, die intuitiv noch leichter verständlich ist. Als risikolosen Zins verwendet man in der Regel einen laufzeitadäquaten Geldmarktzins. Aufgrund der Konzeption als relative Größe erlaubt die SR einen Vergleich der Portfolios untereinander, aber auch einen Vergleich mit dem Benchmarkportfolio. Dabei ist hervorzuheben, dass die SR ohne Verwendung einer Benchmark berechnet werden kann.

Allerdings erfolgt keine Aufteilung des Gesamtrisikos in eine systematische und eine unsystematische Komponente. Üblicherweise verwendet man zur Aufspaltung des Gesamtrisikos in eine systematische und eine unsystematische Komponente das Marktmodell, das mit Hilfe der linearen Regression geschätzt werden kann. Gemäß der Kapitalmarkttheorie wird aber nur das systematische Risiko vom Markt entlohnt. Die SR gibt also keinen Einblick in die Struktur des Portfoliorisikos (*Poddig/Dichtl/Petersmeiser, 2001*). Dementsprechend ist sie nur für solche Investoren relevant, bei denen das gewählte Portfolio die einzige Anlage darstellt, da nur in diesem Fall der Diversifikationseffekt entfällt. Das Gesamtrisiko ist dann das geeignete Risikomaß. Enthält hingegen das Gesamtportfolio noch viele andere Assets, so ist das systematische Risiko der geeignetere Risikomaßstab.

Treynor Ratio

Auch die *Treynor Ratio (TR)* ist als relative Größe konzipiert und erlaubt so, analog der SR, einen Vergleich der zu betrachtenden Portfolios. Das *Treynor*-Maß wird als „Reward-to-Volatility-Ratio“ (*Treynor, 1965*) bezeichnet und

knüpft an die Kritik an der SR an. In die TR geht nur das systematische Risiko (β_i) ein. Berechnet wird die TR folgendermaßen:

$$TR_i = \frac{\overline{eR}_i}{\beta_i} \tag{2}$$

Das *Treynor*-Maß gibt die durchschnittliche Überschussrendite bzw. die Risikoprämie je Einheit des übernommenen systematischen Risikos an. Das Maß misst die Steigung der ex-post Wertpapierlinie. Je größer es ist, desto steiler verläuft die entsprechende Wertpapierlinie und desto besser war die Performance.

Die TR hat allerdings auch einen gravierenden Nachteil. Zwangsläufig wird die unsystematische Komponente des Risikos völlig außer Acht gelassen. Dieses Vorgehen ist aber nur dann sinnvoll, wenn die zu betrachtende Anlage Teil eines sehr gut diversifizierten Gesamtportfolios ist. So kann es bei ausschließlicher Verwendung der TR dazu kommen, dass zwei Portfolios, die zwar ein identisches systematisches Risiko aufweisen, exakt gleich bewertet werden, selbst wenn ein Portfolio ein erheblich höheres Gesamtrisiko trägt (*Witrock, 1998*). In der Praxis erscheint es daher sinnvoll, sowohl die TR als auch die SR kombiniert zu verwenden. Dies kann einen Einblick in die Risikostruktur eines Portfolios geben.

Vergleicht man die Performancebeurteilung des Portfolios A und der Benchmark, fällt auf, dass in *Abb. 1* die Benchmark besser performt, hingegen in *Abb. 2* das Portfolio A risikoadjustiert zu präferieren wäre. Portfolio A und die Benchmark weisen dabei aber beinahe identische systematische Risiken auf. Das Gesamtrisiko des Portfolios A ist jedoch erheblich größer als das der Benchmark (siehe *Abb. 1*). Dies lässt nur einen Schluss zu: Das Portfolio A muss ein relativ zum Anlageerfolg höheres unsystematisches Risiko beinhalten. Und dieses Risiko wird durch die TR eben nicht berücksichtigt. Daher kann es zu einer Reihenfolgenumkehr bei den beiden Maßen kommen. Beabsichtigt ein Investor, einen Großteil seines Vermögens nur in ein Portfolio zu investieren, wäre demnach eine Auswahl anhand der TR nicht empfehlenswert.

Da das *Treynor*-Maß über den β -Faktor direkt auf dem CAPM beruht, unterliegt es auch den daran geäußerten Kritikpunkten (v.a. ergibt sich das Problem der Nichtbe-

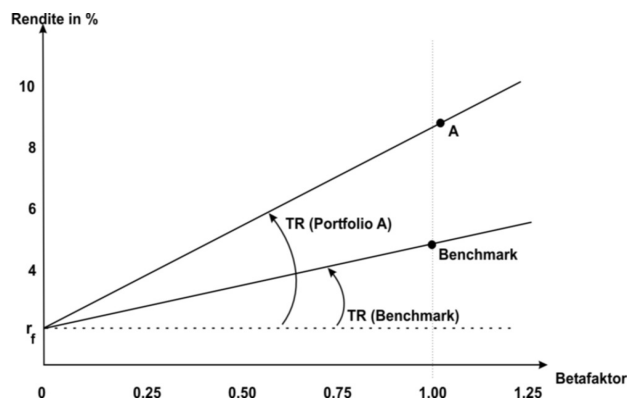


Abb. 2: Grafische Darstellung der TR

obachtbarkeit des Marktportfolios (Roll, 1977)). Der üblichen Praxis folgend, verwenden wir als Benchmark einen geeigneten Performanceindex (Steiner/Bruns, 2002, Kapitel 9.1.4).

Jensen's Alpha

Ebenso wie die TR basiert auch der Ansatz von Jensen (1968) auf dem CAPM als theoretischer Grundlage der Performancemessung. Beim CAPM ergibt sich die erwartete Einperioden-Rendite des Wertpapiers oder Portfolios i ($E(r_i)$) durch

$$E(r_i) = r_f + \beta_i(E(r_m) - r_f), \quad (3)$$

wobei $E(r_m)$ die erwartete Einperioden-Rendite des Marktportfolios darstellt. Unterstellen wir die empirische Gültigkeit des CAPM, gilt für die realisierte Rendite $r_{i,t}$ für die Periode t folgender Zusammenhang:

$$r_{i,t} = r_f + \beta_i(r_{m,t} - r_f) + u_{i,t}, \quad (4)$$

wobei $r_{m,t}$ die realisierte Rendite des Marktportfolios in der Periode t und $u_{i,t}$ eine reine Zufallsvariable (white-noise-Störterm) mit Erwartungswert null und konstanter Varianz darstellen. Daraus folgt für den Zusammenhang der Überschussrendite ($er_{i,t} = r_{i,t} - r_f$) des Portfolios i und der Risikoprämie des Marktes ($er_{m,t} = r_{m,t} - r_f$):

$$er_{i,t} = \beta_i er_{m,t} + u_{i,t}. \quad (5)$$

Man erhält also eine Regressionsgleichung ohne Absolutglied. Verfügen aber bestimmte Portfoliomanager über besondere Timing- oder Selektionsfähigkeiten, generieren sie anhaltend höhere Überschussrenditen als das Modell impliziert. Insbesondere würden diese ausgezeichneten Portfoliomanager sehr häufig positive Zufallsfehler verursachen, da die realisierten Überschussrenditen ihrer Portfolios die nach dem Modell erwarteten Renditen überschreiten. Um diese besondere Performance feststellen zu können und ihr Ausmaß zu messen, müssen wir zusätzlich in Gleichung (5) eine von null verschiedene Konstante α_i zulassen, die die durchschnittliche positive oder negative Differenz zum Modell misst. Damit hat der Zufallsfehler weiterhin einen Erwartungswert von null. Es ergibt sich folgende zu schätzende Gleichung:

$$er_{i,t} = \alpha_i + \beta_i er_{m,t} + u_{i,t}. \quad (6)$$

Da Jensen diesen Ansatz zur Performancemessung in die Literatur einführte, wird die Konstante α_i Jensen's Alpha (JA) genannt. Portfoliomanager, die über besondere Timing- oder Selektionsfähigkeiten verfügen, generieren also ein positives JA. JA stellt eine in Renditeprozentpunkten gemessene Bewertung der Performance dar und berücksichtigt ebenso wie die TR nur das systematische Risiko (Beta). Summieren wir die Gleichung (6) für alle möglichen Beobachtungen über die Zeit auf und dividieren anschließend durch die Anzahl der Beobachtungen, so erhalten wir

$$\bar{er}_i = \alpha_i + \beta_i \bar{er}_m. \quad (7)$$

Dabei vernachlässigen wir den mittleren Störterm, da dieser mit zunehmender Beobachtungszahl gegen null kon-

vergiert. Nach Division durch β_i und unter Berücksichtigung der Tatsache, dass das Marktportfolio definitionsgemäß ein Beta von eins aufweist, ergibt sich:

$$\begin{aligned} \frac{\bar{er}_i}{\beta_i} &= TR_i = \frac{\alpha_i}{\beta_i} + \bar{er}_m = \frac{\alpha_i}{\beta_i} + TR_m \\ &= \frac{JA}{\beta_i} + TR_m, \text{ da } TR_m = \bar{er}_m. \end{aligned} \quad (8)$$

Investmentstrategien mit identischem α und unterschiedlichem β weisen folglich differierende TR auf. Das JA ermöglicht im Gegensatz zur TR und zur SR kein einwandfreies Ranking verschiedener Portfolios, sondern erlaubt nur eine Aussage, ob das jeweilige Portfolio die Benchmark übertroffen hat (Wilkens/Scholz, 1999). Wie an Gleichung (8) zu erkennen ist, kommt hierbei das JA immer zum gleichen Ergebnis wie die TR.

Mit den Zeitreihen der Überschussrenditen können die Parameter α und β anhand einer linearen Regression geschätzt werden. Im Allgemeinen liefern solche Schätzungen ein von null verschiedenes α . Damit stellt sich die Frage, ob einfach der Zufall in Form von Glück bzw. Pech oder die Anlagestrategie zu der Performance geführt haben. Mit der Regression ermitteln wir nicht das wahre α , sondern schätzen es nur, wenn auch erwartungstreu. Aufgrund des Stichprobenfehlers kann das geschätzte α zufallsbedingt positiv sein, obwohl das tatsächliche null beträgt. Wir müssen also testen, ob sich das α nur rein zufällig oder signifikant von null unterscheidet.

Das Problem der Schätzfehler stellt sich natürlich auch bei der empirischen Anwendung der TR und SR, da wir die jeweiligen Maße mit den historischen Zeitreihen wiederum nicht bestimmen, sondern nur schätzen können. Allerdings sind die Herleitung sowie die Durchführung der notwendigen Signifikanztests sehr kompliziert (für eine Darstellung vgl. Jobsin/Korkie, 1981; Cadsby, 1986) und werden in der Praxis kaum angewendet. Dagegen kann für JA der Signifikanztest mit Hilfe eines t-Tests im Rahmen der Regressionsanalyse leicht durchgeführt werden. Der Nachteil von JA, dass es kein sinnvolles Ranking beim Vergleich mehrerer Portfolios erlaubt, spielt so lange keine Rolle, wie nur die Performance einer Strategie im Vergleich zu einer Benchmark gemessen werden soll.

3. Dividendenstrategie

Die Dividendenstrategie wird als aktive Investmentstrategie eingeordnet. Im Vergleich zu passiven Anlagephilosophien gehen Investoren dabei von einer gewissen Ineffizienz der Märkte aus. Informations- und Wissensvorsprünge sollen so zu Überrenditen verhelfen. Innerhalb der Dividendenstrategie unterscheidet man unterschiedliche Varianten. Grundsätzlich werden anhand errechneter Dividendenrenditen Portfolios zusammengestellt. Für diesen Aufsatz wurden die Dividendenrenditen mit der Division der jährlich aufsummierten Dividendenzahlungen durch den Kurs am jeweiligen Jahresende bestimmt. Bei der Berechnung der Dividendenrendite wurde auch der Fall mehrerer

Dividendenzahlungen und sonstiger Bereinigungsverfahren pro Jahr adäquat berücksichtigt. Auf die Darstellung der Berechnungsweise in diesen Fällen wird hier verzichtet.

Die Portfoliozusammenstellung erfolgt bei der DAX5-Strategie über die Auswahl der fünf Papiere aus dem DAX, die in der Vorperiode die höchsten Dividendenrenditen erzielten. Bei der DAX10-Strategie wird analog vorgegangen, lediglich die Anzahl der ins Portfolio gleichgewichtet aufgenommenen Papiere erhöht sich auf zehn. O'Higgins (1992) schlägt vor, aus diesen DAX10-Papieren nun die fünf optisch günstigsten (anhand des aktuellen Kurses zum Zeitpunkt der Portfolioauflegung) auszuwählen. Dieses Vorgehen wird auch als Low5-Strategie bezeichnet. Des Weiteren kann das Papier mit dem niedrigsten Kurs auf Grund angeblich hoher Ausfallrisiken weggelassen werden. Eine Investition erfolgt dann in die nachfolgenden Papiere. Die DAX 2-2-3-4-5-Strategie führt diesen Ansatzpunkt noch einen Schritt weiter, indem nach dem Weglassen der billigsten Aktie das zweite Unternehmen in der Reihenfolge doppelt gewichtet wird, die nachfolgenden Papiere aber wieder einfach.

Bisherige Untersuchungen wurden vor allem für den amerikanischen Markt durchgeführt. So stellten O'Higgins/Downs (1992) fest, dass für den Zeitraum von 1973 bis 1991 die Dividendenstrategie die Benchmark „Dow-Jones-Industrial-Average“, gemessen an Hand annualisierter Renditen, übertraf. Während in deren Untersuchungen die Benchmark über den gesamten Beobachtungszeitraum eine annualisierte Rendite von 10,43% erzielte, waren es bei der Dividendenstrategie 16,61%.

Dieser Beitrag konzentriert sich beispielhaft auf die DAX5-Strategie. Kotkamp/Otte (1999) kamen zum Ergebnis, dass Überrenditen mit der DAX-Dividendenstrategie möglich sind. Für ihre Untersuchung verwendeten die Autoren neben einfachen Renditevergleichen nur ein risikoadjustiertes Performancemaß. Zur Überprüfung der Signifikanz zogen sie einfache t-Tests heran, wobei allerdings in fast allen Fällen nicht die korrekten Verteilungen der Teststatistiken verwendet wurden (vgl. u. a. Jobsin/Korkie, 1981, Einzelheiten hierzu können auf Anfrage von den Autoren eingeholt werden.).

4. Datenbasis und deren Aufbereitung

Als Bezugsquelle der langen Datenreihen fungierte die Karlsruher Kapitalmarktdatenbank (Herrmann, 1996). Nachfolgend aufgelistet sind die Daten, mit denen die Auswertungen durchgeführt wurden:

- tägliche Schlusskurse der jemals im DAX notierten Kapitalgesellschaften von 1980 bis 2002 (für die Zusammensetzung des DAX vgl. Deutsche Börse Group, 2003),
- zugehörige Termindaten (Dividendenzahlungen, Kapitalerhöhungen, Kapitalherabsetzungen, Änderung der Notierungseinheit etc...),

- zugehörige Bereinigungsverfahren (siehe unten),
- Renditedaten des Performance-DAX und des rückgerechneten „Stehle-DAX“ (Stehle/Huber/Maier, 1996) und
- Ein-Monats-Geldmarktzinssätze von 1980 bis 2002 (Quelle: Deutsche Bundesbank und Europäische Zentralbank).

Wie Stehle (1999) unterstellen wir bei den Renditedaten von 1980 bis 1987 eine persönliche Steuerbelastung der Dividendenerträge in Höhe von 36% (Höhe der Körperschaftsteuergutschrift). Analog dazu berücksichtigen wir ab 1988 bei der Berechnung der Renditen die Bardividenden, so dass sich ebenfalls ein impliziter Steuersatz in Höhe der jeweiligen Körperschaftsteuergutschrift ergibt.

Um die Renditen berechnen zu können, mussten nicht marktbedingte Kursänderungen korrigiert werden. Derartige Kursänderungen liegen beispielsweise bei Dividendenzahlungen, Kapitaländerungen, Notizwechsel oder auch Aktiensplits vor (Sauer, 1991). So käme es beispielsweise bei Nichtberücksichtigung eines Aktiensplits zu Renditen, die zu niedrig ausgewiesen würden. Bei der Berechnung der Renditen verwendeten wir die so genannte „retrograde Bereinigungsweise“. Dabei werden alle vor dem Bereinigungsverfahren liegenden Kurse mit dem Bereinigungsverfahren multipliziert. Im Falle mehrerer Bereinigungsverfahren müssen die Kurse dann mit dem Produkt der einzelnen Bereinigungsverfahren multipliziert werden. Im Gegensatz zur progressiven Bereinigung, bei der alle nach dem Bereinigungsverfahren liegenden Kurse korrigiert werden, stimmen somit die aktuellen und die bereinigten Kurse überein. Das stellt einen nahtlosen Übergang in die aktuellen Kurse sicher.

Die Bestimmung der Bereinigungsverfahren erfolgt mit der Methode „Operation Blanche“. Der Grundgedanke ist hierbei, dass der Investor während eines Betrachtungszeitraumes keine Kapitalzuflüsse oder Kapitalabflüsse realisiert. Aufbauend auf dieser Idee, wird im Folgenden die Berechnung der Bereinigungsverfahren am Beispiel einer Dividendenzahlung dargestellt. Formel (9) zeigt die Renditeberechnung gemäß der Operation Blanche (OB). Der Zähler besteht zum einen aus dem Kurs am Verkaufstag K_T . Die volle Reinvestition der gezahlten Dividende D wird durch den Erwerb eines Bruchteils von Aktien in Höhe von D/K_{Ex} (K_{Ex} : Kurs am Tag der Dividendenzahlung) am Tag der Dividendenzahlung berücksichtigt. Die Division des Zählers durch den Einstandskurs K_0 ergibt nun die erzielte Rendite des Investments:

$$R_{0,T}^{OB} = \frac{(K_T + \frac{D}{K_{Ex}} * K_T)}{K_0} - 1 \quad (9)$$

Bei Verwendung von Bereinigungsverfahren (BF) ergibt sich die Rendite dagegen folgendermaßen:

$$R_{0,T}^{BF} = \frac{K_T}{K_0 * BF^{OB}} - 1 \quad (10)$$

Dabei wird der Verkaufskurs K_T durch das Produkt des Einstiegskurses mit den Bereinigungsverfahren dividiert.

Die gezahlten Dividenden gehen also nicht explizit wie in Formel (9) in die Berechnung ein. Da sich aber die erzielten Renditen bei beiden Berechnungsarten nicht unterscheiden dürfen, kann Formel (9) mit Formel (10) gleichgesetzt werden. So ergibt sich nun der Bereinigungsfaktor durch

$$BF^{OB} = \frac{K^{Ex}}{K^{Ex} + D} \quad (11)$$

Analog wird bei den anderen nicht marktbedingten Vorfällen vorgegangen (Sauer, 1991).

5. Ergebnisse

Wir führen unsere Untersuchung mit monatlichen Daten unter Verwendung stetiger Renditen durch. Dabei stellt sich die Frage, wie lange die Schätzzeiträume zur empirischen Ermittlung der benötigten Parameter und Ratios gewählt werden sollen. In der Literatur zur Performancemessung werden Zeiträume von mindestens fünf bis zu mindestens 25 Jahren angegeben (Jobsin/Korkie, 1981; Brealey 1990; Reichling, 1996), um eine rein zufällige Outperformance (etwa durch Glück) signifikant von einer überlegenen Qualität des Portfoliomanagements unterscheiden zu können. Für einen langen Zeitraum spricht, dass mit zunehmendem Stichprobenumfang die Parameter genauer geschätzt werden und die Tests an Macht (Power) gewinnen. Beispielsweise nimmt der Standardfehler für das zu schätzende JA c. p. proportional zur Wurzel aus der Anzahl der Beobachtungen ab. Gegen einen sehr langen Beobachtungszeitraum lässt sich andererseits einwenden, dass die wahren Parameter eventuell nicht über so lange Zeiträume konstant bleiben. Deswegen führen wir die Berechnungen für unterschiedlich lange Stützzeiträume durch. Im Einzelnen sind dies verschiedene Fünf- beziehungsweise Zehnjahreszeiträume sowie der gesamte Zeitraum von 23 Jahren.

In Abb. 3 sind die durchschnittlichen jährlichen Dividendenrenditen der Aktien aus dem DAX im Zeitraum von 1980 bis 2002 dargestellt. Über den gesamten Betrachtungszeitraum ergibt sich eine durchschnittliche Dividen-

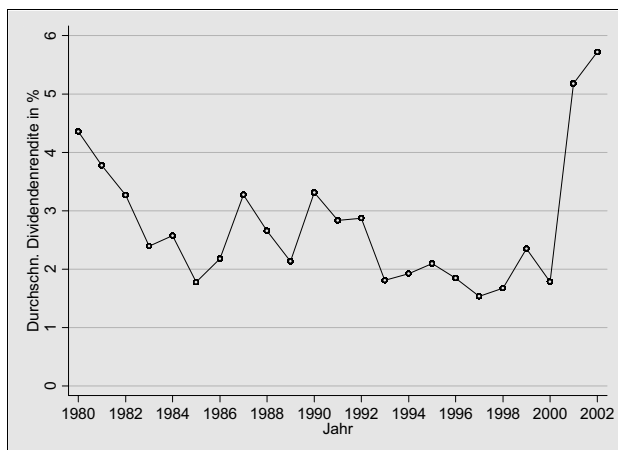


Abb. 3: Durchschnittliche Dividendenrenditen 1980 – 2002

Zeitraum	DAX5-Portfolio Monatsrenditen		Benchmark (DAX) Monatsrenditen		Risiko-lose Anlage	SR DAX5	SR DAX
	Ø %	σ %	Ø %	σ %	Ø %		
1980-1984	0.775	4.287	1.225	4.096	0.661	0.027	0.138
1985-1989	1.826	6.278	1.577	6.940	0.403	0.227	0.169
1990-1994	0.338	5.829	0.423	5.468	0.631	-0.050	-0.038
1995-1999	2.742	6.264	2.206	6.271	0.283	0.392	0.307
2000-2002	-2.274	10.47	-2.054	8.272	0.321	-0.248	-0.287
1980-1989	1.300	5.379	1.401	5.677	0.532	0.143	0.153
1990-1999	1.540	6.145	1.315	5.927	0.457	0.176	0.145
1995-2002	0.861	8.41	0.609	7.344	0.298	0.067	0.042
1980-2002	0.938	6.662	0.913	6.260	0.472	0.070	0.070

Tab. 1 : Risikoadjustierte Beurteilung der Dividendenstrategie anhand der SR

denrendite von 2.73%. Die hohen Dividendenrenditen in den Jahren 2001 und 2002 lassen sich durch die starken Kursrückgänge, die relativ zum Mittelwert niedrigen Renditen in den Jahren davor durch die starken Kurszuwächse erklären.

Die zweidimensionale Beurteilung der Dividendenstrategie (DAX5) unter Berücksichtigung des Gesamtrisikos erfolgt in Tab. 1, Tab. 2 bezieht dann nur noch systematische Risiken in die Analyse ein. Dabei gibt die linke Spalte die jeweils untersuchten Zeiträume an.

In den nächsten beiden Spalten werden die durchschnittlichen Monatsrenditen in stetiger Form sowie die dazugehörigen Volatilitäten (Standardabweichungen der stetigen Renditen σ) der jeweiligen DAX5-Portfolios angegeben. Eine Umrechnung der stetigen in diskrete Monatsrenditen kann im Bedarfsfall erfolgen durch

$$r_{diskret} = e^{r_{stetig}} - 1 \quad (12)$$

Dies ergibt beispielsweise für den Zeitraum von 1980 bis 1984 für die DAX5-Strategie eine diskrete Monatsrendite von 0,778%. Die Annualisierung der erzielten Monatsrendite ist durch Multiplikation der stetigen Monatsrendite mit zwölf möglich und ergibt für den angesprochenen Zeitraum 9,3%. Die Volatilität der annualisierten stetigen Renditen ergibt sich als Produkt der Wurzel aus zwölf und der monatlichen Volatilität. Für den Zeitraum von 1980 bis 1984 resultiert eine jährliche Volatilität von 14,85%. In Tab. 1 folgen danach die durchschnittlichen stetigen Monatsrenditen der Benchmark (DAX), die dazugehörigen Volatilitäten sowie in Spalte 6 der durchschnittliche monatliche Ertrag einer risikolosen Anlage.

Die SR ergibt sich für das oben erwähnte Beispiel wie folgt:

$$SR_{DAX5}^{1980-1984} = \frac{0,775 - 0,661}{4,287} = 0,027$$

Ebenso berechnen wir die SR des DAX für die unterschiedlichen Zeiträume. Wie nun Tab. 1 zeigt, kann anhand der SR die Dividendenstrategie keinesfalls als durchgehend vorteilhaft eingestuft werden. In den untersuchten Fünfjahreszeiträumen erweisen sich sowohl die Benchmark als auch das DAX5-Portfolio je zweimal risikobereinig als besser. Ebenso verhält es sich bei den Zehnjahreszeiträumen. Die SR über die gesamten 23 Jahre verdeutlicht dies am besten. Hier sind beide Werte gleich groß.

Zeitraum	DAX5-Portfolio		TR DAX5	TR DAX	Jensen's α		R ²
	β -Faktor	t-Wert			Wert	t-Wert	
1980-1984	0.927	14.89	0.123	0.564	-0.409	-1.59	0.793
1985-1989	0.819	16.05	1.738	1.174	0.462	1.3	0.816
1990-1994	0.965	16.37	-0.304	-0.208	-0.093	-0.29	0.822
1995-1999	0.812	10.62	3.026	1.923	0.896	1.8	0.660
2000-2002	1.113	10.78	-2.332	-2.375	0.048	0.05	0.774
1980-1989	0.851	21.98	0.903	0.869	0.029	0.13	0.804
1990-1999	0.892	18.25	1.214	0.857	0.318	1.08	0.738
1995-2002	0.982	16.17	0.574	0.311	0.258	0.58	0.736
1980-2002	0.932	29.96	0.500	0.441	0.055	0.28	0.766

Tab. 2: Risikoadjustierte Beurteilung der Dividendenstrategie anhand der Treynor Ratio und Jensen Alpha

Doch selbst in jenen Jahren, in denen es unterschiedliche SR für die verglichenen Portfolios gab, unterschieden sich die Kennzahlen meistens nur marginal.

Ergeben sich nun bei bloßer Berücksichtigung systematischer Risiken andere Ergebnisse und Schlussfolgerungen? Auf diese Fragen gibt Tab. 2 Antwort. Dabei ist in der zweiten Spalte der Betafaktor angegeben, der das Ausmaß systematischer Risiken der beobachteten Portfolios im Vergleich zum DAX ($\beta_{DAX}=1$) wiedergibt. Es fällt auf, dass die Betafaktoren der DAX5-Portfolios beinahe immer kleiner als eins sind. Dies deutet darauf hin, dass die Dividendenstrategie als defensive Vorgehensweise einzuordnen ist. Da der Betafaktor ebenso wie JA mit einer linearen Regression bestimmt werden, kann einfach mit Hilfe von t-Tests die Signifikanz dieser Parameter überprüft werden. Damit die Parameter bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% signifikant von null verschieden sind, sollte der t-Wert betragsmäßig größer als zwei sein. Tab. 2 zeigt, dass sämtliche Betafaktoren hochsignifikant von null verschieden sind.

Die TR errechnet sich nach Formel 2 und ergibt für den Zeitraum von 1980 bis 1984 für das DAX5 Portfolio

$$TR_{DAX5}^{1980-1984} = \frac{0,775 - 0,661}{0,927} = 0,123. \quad (14)$$

Dabei stammen die Werte im Zähler aus Tab. 1. Im Gegensatz zur SR zeigt sich, dass bei bloßer Berücksichtigung systematischer Risiken die Dividendenrendite beinahe immer zu besseren Performanceergebnissen führt. Lediglich von 1980 bis 1984 und von 1990 bis 1994 wäre die Benchmark risikobereinigt zu bevorzugen gewesen. Bei JA, das ebenfalls nur systematische Risiken berücksichtigt, bedeuten positive Werte eine Outperformance der Dividendenstrategie gegenüber dem DAX und umgekehrt. Allerdings ist kein einziges α signifikant von null verschieden (vorletzte Spalte). Es kann also keine haltbare Aussage über die Dividendenstrategie und deren Performanceergebnisse unter bloßer Berücksichtigung systematischer Risiken getroffen werden. An Hand des Bestimmtheitsmaßes R² (letzte Spalte) kann zusätzlich eine Aussage über den Erklärungsgehalt der linearen Regression für die Renditen des betrachteten Portfolios getroffen werden. Ein Wert von 0,793 besagt, dass 79,3% der Variabilität der Monatsrenditen der DAX5-Strategie durch die Variabilität der DAX-Monatsrenditen erklärt werden können. Auch hier sind durchgehend hohe Werte zu beobachten.

Resümierend stellen wir fest, dass durch die Anwendung der Dividendenstrategie sowohl bei Berücksichtigung des Gesamtrisikos als auch unter Einbeziehung nur systematischer Risiken keine signifikanten Überrenditen erzielt werden konnten. Unterschiede, die vor allem bei der TR auftreten, sind wohl eher zufälliger Natur und dürften nicht in der Strategie selbst begründet liegen. Damit stehen die Ergebnisse insgesamt nicht im Gegensatz zur Markteffizienzhypothese.

Literatur

- Brealey, R.A., Portfolio Theory versus Portfolio Practice, in: The Journal of Portfolio Management, Summer, 1990, S. 6–10.
- Cadsby, C. B., Performance Hypothesis Testing with the Sharpe and Treynor Measures: A Comment, in: The Journal of Finance, Vol. 41 (1986), S. 1175–76.
- Deutsche Bundesbank, http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_zeitreihen.php.
- Deutsche Börse Group, DAX®, Mai 2003.
- Deutsche Vereinigung für Finanzanalyse und Asset Management, <http://www.dvfa.de>, 1999.
- Europäische Zentralbank, <http://www.ecb.int>.
- Herrmann, R., Die Karlsruher Kapitalmarktdatenbank, Bilanz und Ausblick, Diskussionspapier 189, Institut für Entscheidungstheorie und Unternehmensforschung Universität Karlsruhe, 1996.
- Jensen, M.C., The Performance of Mutual Funds in the Period 1945–1964, in: The Journal of Finance, Vol. 23 (1968), S. 389–416.
- Jobsin, J. D., B.M. Korkie, Performance Hypothesis Testing with the Sharpe and Treynor Measures, in: The Journal of Finance, Vol. 36 (1981), S. 889–908.
- Kotkamp, S., M. Otte, Die langfristige Performance von DAX-Dividendenstrategien, in: Kredit und Kapital, Ausgabe 3, 2001, S. 393–417.
- Modigliani, F., L. Modigliani, Risk-Adjusted Performance, in: Journal of Portfolio Management, 1997, S.45–54.
- O'Higgins, M., J. Downes, Beating the Dow. A High-Return, Low-Risk Method for Investing in the Dow Jones Industrial Stocks with as Little as \$5000, New York 1992.
- Poddig, T., H. Dichtl, K. Petersmeier, Statistik, Ökonometrie, Optimierung, Methoden und ihre praktischen Anwendungen in Finanzanalyse und Portfoliomanagement, Uhlenbruch Verlag, 2001.
- Reichling, P., Performance: Glück oder Können, in: WiSt – Wirtschaftswissenschaftliches Studium, 25. Jg. (1996), S. 286–291.
- Roll, R., Critique of the Asset Pricing Theory's Tests, in: Journal of Financial Economics, Vol. 5 (1977), S. 129–176.
- Sauer, A., Die Bereinigung von Aktienkursen Version 1.0, Institut für Entscheidungstheorie und Unternehmensforschung Universität Karlsruhe, 1991.
- Sharpe, W.F., Mutual Fund Performance, in: Journal of Business, 1966, S.119–138.
- Stehle, R., Renditevergleich von Aktien und festverzinslichen Wertpapieren auf Basis des DAX und des REXP, Humboldt-Universität zu Berlin, 1999.
- Stehle, R., R. Huber, J. Maier, Rückberechnung des DAX für die Jahre 1955 bis 1987, Humboldt-Universität zu Berlin, Sonderforschungsbereich 373, Discussion Paper 7, 1996.
- Steiner, M., Chr. Bruns, Wertpapiermanagement, 5. Auflage, Stuttgart 2002.
- Treynor, J.L., How to Rate Management of Investment Funds, in: Harvard Business Review, 43 (1), 1965, S. 63–65.
- Wittrock, C., Moderne Verfahren der Performancemessung, Handbuch Portfoliomanagement, Uhlenbruch Verlagen Finance for Professionals, Uhlenbruch 1998.
- Wilkens, M., H. Scholz, Von der Treynor-Ratio zur Market Risk-Adjusted Performance, in Finanz Betrieb, 10 (1999), S. 308–315.