

Ausfallorientierte Performanceanalyse

1. Einleitung

In der Performanceanalyse finden Konzepte, die Risiko als Unterschreitung einer Zielrendite definieren, immer stärkere Verbreitung. Ein prominentes Beispiel ist das Fondsrating von Morningstar. Diese amerikanische Agentur bewertet Investmentfonds, indem sie deren relative Rendite (relativ zu einer Gruppe vergleichbarer Fonds) um die relative Ausfall-Erwartung bereinigt. Die Ausfall-Erwartung ist dabei definiert als mittlere Unterschreitung der risikolosen Verzinsung (vgl. SHARPE (1998)). Vergleiche von verschiedenen Anlagestrategien auf Basis ausfallorientierter Performancemasse finden sich beispielsweise in ZIMMERMANN (1994) und ALBRECHT/MAURER/STEPHAN (1995). Die Motivation für die Anwendung solcher Konzepte liegt in den Risikopräferenzen der Anleger (vgl. hierzu schon MARKOVITZ (1959)) und in den Aussagen zur optimalen Portfolioselektion auf Basis von Mittelwert-Ausfallrisiko-Kriterien (BABA/LINDENBERG (1977) und BABA (1978)).

* Der Autor dankt Felix Maag, Peter Reichling, Markus Rudolf sowie Teilnehmern der 2. Konferenz der Schweizerischen Gesellschaft für Finanzmarktforschung in St. Gallen für wertvolle Anregungen. Gunter Löffler, Johann Wolfgang Goethe-Universität, Lehrstuhl für Bankbetriebslehre, Mertonstr. 17, D - 60054 Frankfurt am Main, Tel. ++49 - 69 - 79823143, Fax: ++49 - 69 - 79822143, gloeffler@wiwi.uni-frankfurt.de.

Neben der theoretischen Fundierung von Performancemassen sollten praktische Probleme bei ihrer Anwendung nicht ausser acht gelassen werden. KAPLAN/SIEGEL (1994) vermuten, dass Masse für das Ausfallrisiko relativ grosse Schätzfehler aufweisen, da sie nicht das gesamte Renditespektrum nutzen, sondern nur dessen linken Rand. Untersuchungen, die Auskunft über das Ausmass der Schätzungenauigkeit geben, liegen jedoch nicht vor. Auch die Vorteilhaftigkeit verschiedener Berechnungsmethoden, die von SORTINO/FORSEY (1996) in allgemeiner Form diskutiert wird, wurde noch nicht eingehend analysiert. Darüber hinaus ist zu beachten, dass die Fristigkeit der Renditen, mit denen Ausfallrisiko-Masse berechnet werden, nicht immer mit den Planungshorizonten der Investoren übereinstimmen wird. Das Problem ist gravierender als bei der klassischen Mittelwert-Varianz-Analyse. Während sich die mit Renditen einer bestimmten Fristigkeit berechnete Varianz – zumindest bei identisch unabhängig verteilten, kontinuierlichen Renditen – leicht in Varianzen kürzer- oder längerfristiger Renditen umrechnen lässt, ist dies bei Ausfallrisiken nicht ohne weiteres möglich (vgl. SORTINO/FORSEY (1996)). Schliesslich stellt sich noch die Frage, ob die Aussagekraft gängiger, ausfallorientierter Performancemasse robust gegenüber Variationen in den Risikopräferenzen ist. Im allgemeinen wird man nämlich nicht davon ausgehen können, dass die in den Performance-

massen implizit enthaltenen Annahmen über Risikopräferenzen exakt mit denen der Anleger übereinstimmen, für die die Analysen durchgeführt werden.

Diese praktischen Probleme bei der ausfallorientierten Performanceanalyse bilden den Schwerpunkt des vorliegenden Aufsatzes. Von einigen verwandten Arbeiten unterscheidet er sich durch seine ex post Perspektive. BOOKSTABER/CLARKE (1983) und RUDOLF (1994) diskutieren, wie die Renditeverteilungen bestimmter, vorab definierter Optionsstrategien modelliert werden können; SCHEUENSTUHL/ZAGST (1999) präsentieren einen Ansatz zur ex ante Auswahl optimaler Optionsstrategien. Hingegen geht es im vorliegenden Aufsatz darum, die Risiko-Rendite-Eigenschaften von Strategien zu schätzen, deren Profil nicht bekannt ist und für deren Beurteilung nur Renditerealisationen zur Verfügung stehen. Die Rolle des Anlagehorizontes wird bereits in den Analysen von PORTMANN (1999) deutlich. PORTMANN zeigt anhand einiger beispielhafter, theoretischer Verteilungen auf, dass sich Masse für das Ausfallrisiko bei Verlängerung des Anlagehorizonts von 1 auf 50 Jahre sehr unterschiedlich entwickeln können. Der vorliegende Aufsatz ergänzt diese Ergebnisse, indem er die Bedeutung des Zeithorizonts auch für kurze Berechnungszeiträume dokumentiert, wie sie typischerweise einer Performanceanalyse zugrunde liegen.

Der Aufsatz ist wie folgt strukturiert: Mit Hilfe stochastischer Simulationen, deren Aufbau der nächste Abschnitt beschreibt, wird im dritten Abschnitt die Genauigkeit bei der Schätzung von Ausfallrisiken ermittelt und die Vorteilhaftigkeit alternativer Berechnungsmethoden beurteilt. In Abschnitt vier wird die Rolle des Renditeberechnungszeitraums beleuchtet, in Abschnitt fünf die Robustheit von Performancemassen gegenüber Variationen in den Risikopräferenzen.

2. Untersuchungsdesign

2.1 Strategiedefinition für stochastische Simulationen

In der Praxis wird die Performance eines Portfolios in der Regel anhand einer begrenzten Anzahl realisierter Renditen bewertet. Anlagestrategien lassen sich zwar prinzipiell auch auf anderem Wege als durch die Analyse des realisierten Erfolgs beurteilen. Dazu sind jedoch umfangreiche Informationen über die Portfoliostrategie erforderlich, die oft nicht verfügbar sind.

Es wird daher im folgenden angenommen, dass für die Performanceanalyse Renditen eines Zeitraums von fünf Jahren zur Verfügung stehen. Dies ist unter anderem durch die gängige Praxis motiviert. So verwendet Morningstar für sein Ranking Fondsrenditen der vergangenen drei, fünf oder zehn Jahre. Die Verwendung längerer Beobachtungszeiträume ist zwar in vielen Fällen möglich, muss aber bei mangelnder Stationarität – wie sie etwa durch einen Wechsel im Fondsmanagement hervorgerufen werden kann – nicht zu verlässlicheren Ergebnissen führen.

Um die Höhe der Schätzfehler beurteilen zu können, wird gezeigt, wie sie sich auf die Bewertung von Portfolios mit ähnlicher Anlagestrategie, aber unterschiedlichem Risiko-Rendite-Profil auswirken. Konkret werden Risiko und risiko-adjustierte Performance von reinen Aktienportfolios sowie von zwei Aktienportfolios mit Wertsicherungsstrategie miteinander verglichen; die Portfoliorenditen werden für die Zwecke der vorliegenden Untersuchung durch Methoden der stochastischen Simulation erzeugt.

Bei den reinen Aktienportfolios dienen Monatsrenditen des Deutschen Aktienindex DAX des Zeitraums Dezember 1968 bis Dezember 1998 als Grundlage der Simulationsrechnungen.[1] Für einen Simulationslauf werden daraus 60 Renditen zufällig und mit Zurücklegen gezogen. Dieses Bootstrap-Verfahren ermöglicht die Analyse einer ausreichenden Anzahl von Portfolios bei gleich-

zeitiger Beibehaltung der Verteilungseigenschaften der DAX-Reihe. Die Portfoliorenditen werden erzeugt, indem zur DAX-Rendite eine normalverteilte unsystematische Risikokomponente addiert wird. Konkret wird dieser Tracking Error durch folgende Gleichung für die Portfoliorendite r_{Pt} modelliert:

$$r_{Pt} = r_{Dt} - \frac{\sigma_{TE}^2}{2} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{TE}^2), \quad (1)$$

wobei r_{Dt} die logarithmierte DAX-Rendite in Periode t bezeichnet und σ_{TE} den Tracking Error. Durch diese Definition ist der Erwartungswert der diskreten Portfoliorenditen unabhängig vom gewählten Tracking Error gleich dem Mittelwert der DAX-Renditen.

Die untersuchten Wertsicherungsstrategien lehnen sich an andere Studien zum Ausfallrisiko an (ZIMMERMANN (1994) und ALBRECHT/MAURER/STEPHAN (1995)). Betrachtet werden rollierende Protective Put-Strategien, die – zusätzlich zur Investition in ein Aktienportfolio – in konstanten Abständen den Erwerb einer Index-Put-Option vorsehen, deren Ausübungspreis (in v.H. des Basistitels) ebenfalls konstant ist und deren Laufzeit am Tag des nächsten, durch die Strategie vorgesehenen Derivatekaufs endet. Die Prämien für den Put-Kauf werden durch Verkauf von Aktien bzw. Auszahlungen fälliger Optionen finanziert. In der Simulation wird nicht wie oben auf die historischen DAX-Renditen zurückgegriffen, vielmehr werden – zur Erhöhung der Modellkonsistenz – Indexrenditen simuliert, die lognormalverteilt mit Erwartungswert 8% p.a. und Volatilität 15% p.a. sind. Damit sind die Voraussetzungen für eine Berechnung der Optionsprämien nach BLACK/SCHOLES gegeben. Die in den Beispielen untersuchten Strategien unterscheiden sich unter anderem im Tracking Error der Aktieninvestments gegenüber dem Index, der das Underlying der zusätzlich erworbenen Optionen darstellt. Der Tracking Error wird wie bei den reinen Aktienportfolios modelliert. Die logarithmierten Renditen eines Aktienportfolios

mit einem Tracking Error σ_{TE} sind beschrieben durch:

$$r_{Pt} = r_{It} - \frac{\sigma_{TE}^2}{2} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{TE}^2), \quad (2)$$

wobei r_{It} die logarithmierte Indexrendite in Periode t bezeichnet. Je höher der Tracking Error eines Aktienportfolios, desto stärker wird die Absicherungswirkung einer Index-Put-Option verwässert, und desto höher sind die Risiken bei gegebener Rendite. Als risikoloser, stetiger Zinssatz, der in die Berechnung von Optionsprämien einfließt, werden 4% p.a. angenommen. Transaktions- und sonstige Kosten bleiben bei dem Vergleich der Anlagestrategien unberücksichtigt.

2.2 Performance-Kriterien und Berechnungsmethoden

Verwendet werden aus der Literatur bekannte Masse für Ausfallrisiken und risikoadjustierte Performance (vgl. ZIMMERMANN (1994) und ALBRECHT/MAURER/STEPHAN (1995)). Als Zielrendite wird der unterstellte risikolose Zinssatz gewählt. Gegenüber der Verwendung anderer Zielrenditen hat dies den Vorteil, dass sich effiziente Portfolios durch Kombination der risikolosen Anlage mit dem Tangentialportfolio der Mittelwert-Ausfallrisiko-Effizienzlinie ergeben (vgl. BAWA/LINDENBERG (1977)).

Zur Berechnung der Masse werden in den Analysen überwiegend monatliche, aber auch tägliche und vierteljährliche Renditen eines Beobachtungszeitraums von fünf Jahren verwendet. Die betrachteten Risikomasse sind die Ausfall-Erwartung (LPM_1 , für lower partial moment der Ordnung 1) und die Ausfall-Varianz (LPM_2), die jeweils auf drei verschiedene Arten ermittelt werden. Als Basis dienen hierbei die simulierten diskreten Portfoliorenditen R_{Pt} sowie die dem jeweiligen Renditeberechnungszeitraum entsprechende diskrete sichere Verzinsung R_f :

- a) Direkte Berechnung mit der Stichprobenverteilung der diskreten Renditen R_{pt} und der diskreten risikolosen Verzinsung R_f :

$$LPM_n = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [\max(R_f - R_{pt}; 0)]^n, \quad (3)$$

- b) Einem Vorschlag von SORTINO/FORSEY (1994, 1996) folgend wird eine dreiparametrische Lognormalverteilung an die Stichprobenverteilung angepasst. Der dritte Parameter k erlaubt, die Dichtefunktion horizontal zu verschieben sowie zu spiegeln, so dass sowohl rechts- als auch linksschiefe Verteilungen möglich sind. Im Falle einer rechtsschiefen Verteilung wird $R_t - k$ als lognormalverteilt angenommen, im Falle einer linksschiefen Verteilung $k - R_t$. Die Verteilungsparameter werden über das 10% Quantil, den Median und das 90% Quantil festgelegt.[2] Ob eine rechts- bzw. linksschiefe Verteilung gewählt wird, ergibt sich aus der Lage dieser drei Größen zueinander. Die Ausfallrisiken werden anschliessend durch Integralrechnung ermittelt.
- c) Wie in SORTINO/FORSEY (1996) wird aus den verfügbaren diskreten Renditen durch wiederholtes zufälliges Ziehen mit Zurücklegen eine Jahresrendite konstruiert. Dieser Vorgang wird 10.000 Mal wiederholt. Aus den so erzeugten 10.000 Jahresrenditen werden die Ausfallrisiko-Masse nach Methode a) berechnet.

Im Anschluss daran werden Return-to-Shortfall-Ratios (RTS) berechnet als durchschnittliche Überrendite dividiert durch Ausfall-Erwartung bzw. Ausfall-Volatilität:

$$RTS_1 = \frac{\bar{R}_p - R_f}{LPM_1}; \quad RTS_2 = \frac{\bar{R}_p - R_f}{\sqrt{LPM_2}}. \quad (4)$$

\bar{R}_p ist dabei jeweils der arithmetische Durchschnitt der Renditen, die sich in einem Simula-

tionsdurchlauf für die Portfolios ergeben; für den Bootstrap auf jährlicher Basis wird der Durchschnitt der jährlichen Renditen verwendet.

3. Beurteilung von Berechnungsmethoden und Schätzfehlern

Den Ausgangspunkt der Analysen bildet der Vergleich der zwei Aktienportfolios, deren Renditen durch Kombination aus DAX-Renditen und normalverteilten portfoliospezifischen Komponenten gebildet werden. Die verschiedenen, alternativ berechneten Kennzahlen für die zwei Portfolios sind in Tabelle 1 zusammengefasst. Die Berechnungen basieren auf 10.000 Simulationsläufen, in denen jeweils 60 monatliche Renditen für die beiden Portfolios generiert und die beschriebenen Kennzahlen berechnet werden. Angegeben sind die Mittelwerte der 10.000 simulierten Kennzahlen, ihre Standardabweichung (in Klammern) sowie die Häufigkeit, mit der die jeweilige Kennzahl von Portfolio I grösser als die von Portfolio II ist.

Für Portfolio I wurde ein Tracking Error von 5% p.a. festgelegt, für Portfolio II einer von 10%. Portfolio I sollte daher in der ex post Analyse geringere Risiken sowie eine bessere risikoadjustierte Performance als Portfolio II aufweisen, was sich auch in den Ergebnissen zeigt. Infolge von Schätzfehlern bei der Bestimmung der Risiken wird Portfolio I allerdings nicht mit völliger Sicherheit als risikoärmer identifiziert. Die Fehlerquote, die zwischen 17% und 35% liegt, unterscheidet sich kaum zwischen den beiden Risikomassen LPM_1 und LPM_2 , wohl aber zwischen den Berechnungsmethoden. Die trennschärfsten Schätzer liefert die direkte Berechnungsmethode, gefolgt von der Anpassung der Lognormalverteilung und dem Bootstrapping jährlicher Renditen.

Bei den Ratios ist die Fehlerquote mit über 40% deutlich höher, was darauf zurückgeht, dass hierin auch die ebenfalls mit Schätzfehlern behaftete Durchschnittsrendite einfließt. Unterschiede in

Tabelle 1: Mittlere Kennzahlen für zwei Aktienportfolios mit Tracking Error von 5% bzw. 10% vs. DAX bei alternativen Berechnungsmethoden

Strategie / Berechnungsmethode	LPM ₁	$\sqrt{\text{LPM}_2}$	RTS ₁	RTS ₂
<i>Portfolio I (5% Tracking Error)</i>				
a) Direkte Berechnung	0,018 (0,004)	0,037 (0,008)	0,392 (0,516)	0,185 (0,242)
b) Lognormalverteilung	0,017 (0,004)	0,032 (0,008)	0,431 (0,586)	0,214 (0,286)
c) Bootstrap (auf Jahresbasis)	0,057 (0,035)	0,105 (0,043)	4,376 (14,449)	1,322 (2,422)
<i>Portfolio II (10% Tracking Error)</i>				
a) Direkte Berechnung	0,021 (0,005)	0,040 (0,008)	0,349 (0,494)	0,168 (0,237)
b) Lognormalverteilung	0,020 (0,005)	0,036 (0,008)	0,377 (0,545)	0,187 (0,268)
c) Bootstrap (auf Jahresbasis)	0,065 (0,039)	0,116 (0,046)	3,748 (10,359)	1,193 (2,160)
<i>Rel. Häufigkeit für Kennzahl Portfolio I > Kennzahl Portfolio II</i>				
a) Direkte Berechnung	16,6%	17,5%	55,4%	54,5%
b) Lognormalverteilung	25,1%	26,9%	55,8%	56,2%
c) Bootstrap (auf Jahresbasis)	34,6%	30,5%	54,6%	54,6%

Standardabweichungen der simulierten Kennzahlen in Klammern. Den Berechnungen liegen jeweils 10.000 simulierte Reihen mit 60 monatlichen Renditen zugrunde.

der Trennschärfe der drei Berechnungsmethoden sind gering.

Wenn ein Portfolio im Betrachtungszeitraum eine negative Überrendite aufweist, das andere aber eine positive, spielt das Risiko beim Vergleich der Performancemasse beider Portfolios keine Rolle mehr. Man könnte daher vermuten, dass die Qualität der Verhältnismasse insbesondere an dem Vorhandensein negativer Überrenditen leidet. Dies ist nicht der Fall. Beschränkt man die Analyse auf Fälle, in denen die Überrenditen der beiden Portfolios das gleiche Vorzeichen aufweisen, wird Portfolio I bei Anwendung der direkten Berechnungsmethode in 56,2% (RTS₁) bzw. 55,2% (RTS₂) der Fälle als überlegen ermittelt.[3]

Nach der Betrachtung von reinen Kassastrategien soll die Performanceanalyse nun für Wertsicherungsstrategien durchgeführt werden. Betrachtet werden Protective Put-Strategien mit monatlichem Rollover der Optionsposition. Investiert wird jeweils in ein Aktienportfolio sowie in einen Index-Put mit Ausübungspreis 98%. Bei Strategie I besitzt das Aktienportfolio einen Tracking Error von 0% gegenüber dem Index, während er für Strategie II bei 5% liegt. Da die absichernde Wirkung der Put-Optionen bei Strategie II durch den Tracking Error verwässert wird, sollte sie höhere Ausfallrisiken sowie eine schlechtere risikoadjustierte Performance aufweisen. Dies zeigen auch die in 10.000 Simulationen ermittelten Kennzahlen (vgl. Tabelle 2).

Tabelle 2: Mittlere Kennzahlen für zwei Strategien mit Aktienposition und monatlichem Rollover einer Index-Put-Option (98% Ausübungspreis) bei alternativen Berechnungsmethoden

Strategie / Berechnungsmethode	LPM ₁	$\sqrt{\text{LPM}_2}$	RTS ₁	RTS ₂
<i>Strategie I (0% Tracking Error vs. Index)</i>				
a) Direkte Berechnung	0,012 (0,002)	0,018 (0,001)	0,294 (0,419)	0,182 (0,261)
b) Lognormalverteilung	0,011 (0,002)	0,017 (0,001)	0,331 (0,456)	0,187 (0,263)
c) Bootstrap (auf Jahresbasis)	0,035 (0,020)	0,063 (0,021)	3,295 (7,828)	1,126 (1,916)
<i>Strategie II (5% Tracking Error vs. Index)</i>				
a) Direkte Berechnung	0,013 (0,002)	0,021 (0,002)	0,282 (0,424)	0,164 (0,250)
b) Lognormalverteilung	0,013 (0,002)	0,021 (0,002)	0,300 (0,451)	0,168 (0,255)
c) Bootstrap (auf Jahresbasis)	0,040 (0,022)	0,070 (0,024)	3,125 (7,669)	1,061 (1,876)
<i>Rel. Häufigkeit für Kennzahl Strategie I > Kennzahl Strategie II</i>				
a) Direkte Berechnung	22,8%	6,2%	54,6%	57,2%
b) Lognormalverteilung	14,9%	6,9%	57,2%	57,7%
c) Bootstrap (auf Jahresbasis)	32,5%	25,7%	55,0%	55,2%

Standardabweichungen der simulierten Kennzahlen in Klammern. Den Berechnungen liegen jeweils 10.000 simulierte Reihen mit 60 monatlichen Renditen zugrunde. Die Strategien unterscheiden sich im Tracking Error der Aktienposition gegenüber dem Underlying der Put-Optionen.

Hinsichtlich der Unterscheidungskraft der einzelnen Methoden ist der Bootstrap tendenziell wieder die am wenigsten verlässlichste. Die direkte Berechnungsmethode und die Anpassung der Lognormalverteilung führen bei Ausfall-Volatilität und dem darüber gebildeten Performancemass RTS₂ zu ähnlichen Ergebnissen. Bei der Ausfall-Erwartung und dem Ratio RTS₁ schneidet die direkte Berechnungsmethode relativ schlecht ab. Wie Abbildung 1 verdeutlicht, gibt dies jedoch keinen Anlass zur Bevorzugung der Berechnungsmethode b). Die Grafik zeigt neben der auf 10.000 simulierten Monatsrenditen basierenden Häufigkeitsverteilung der beiden Protective Put-Strategien auch die daran angepasste Lognormalverteilung. Letztere bildet zwar die Verteilung der

Renditen von Strategie II (5% Tracking Error) recht gut nach, weist aber erhebliche Abweichungen gegenüber der Renditeverteilung von Strategie I auf. Die mangelnde Anpassung führt unter anderem dazu, dass die Ausfall-Erwartung der Strategie systematisch unterschätzt wird, was die geringere Fehlerquote beim Vergleich der beiden Strategien hinsichtlich LPM₁ und RTS₁ erklärt. Solche Verzerrungen in der absoluten Bewertung von Risiko und risikoadjustierter Performance können die Fehlerquote auch erhöhen, statt sie wie im vorliegenden Fall zu senken. Ausserdem kann die Anpassung einer Verteilung zu unerwünschten Anreizen für die Portfoliomanager führen. Falls sie wie hier über Quantile erfolgt, könnten Portfoliomanager nämlich versucht sein,

die erwartete Rendite durch gezieltes Eingehen von Risiken unterhalb des gewählten untersten Quantils zu erhöhen. Insgesamt betrachtet ergeben sich somit keine überzeugenden Argumente für die Berechnung von Ausfallrisiko-Massen über die Anpassung einer stetigen Verteilung. Eine solche Vorgehensweise wäre natürlich sinnvoll, wenn die theoretische Verteilung die empirische bekanntermassen gut abbildet; dieses Wissen dürfte aber in der Realität selten gegeben sein.

Die ebenfalls von SORTINO/FORSEY (1996) vorgeschlagene Bootstrap-Methode führt im Vergleich zur direkten Berechnung fast durchweg zu schlechteren Ergebnissen. Die höhere Unschärfe beim Bootstrapping ist darauf zurückzuführen, dass durch die Betrachtung jährlicher Renditen die Anzahl von Realisationen unterhalb der Zielrendite abnimmt und somit weniger Beobachtungen für die Risikoschätzung zur Verfügung stehen. Die direkte Berechnung der Ausfallrisiken über realisierte Renditen erscheint damit weit weniger problematisch als von SORTINO/FORSEY (1996) vermutet.

Die Schätzfehler sind bei den Performance-Ratios so hoch, dass sie kritisch gegenüber einem Einsatz dieser Kennzahlen stimmen. Allerdings ist die

Fehlerquote bei herkömmlichen Mittelwert-Varianz-Kriterien nicht viel kleiner. Dies wird deutlich, wenn man für die reinen Aktienportfolios, die in Tabelle 1 verglichen wurden, auch Standardabweichungen und SHARPE-Ratios (Quotienten aus durchschnittlicher Überrendite und Standardabweichung) berechnet. Für den Vergleich werden sämtliche Masse – wie auch in den folgenden Abschnitten – allein mit der direkten Berechnungsmethode ermittelt. Denn für die Ausfallrisiko-Masse hat sie sich als relativ verlässlich erwiesen, und für die Standardabweichung ist sie die allgemein übliche Methode.

Bezüglich der Ungenauigkeit der geschätzten Risikomasse sind die in Tabelle 3 zusammengefassten Ergebnisse nicht überraschend. Die Fehlerquote bei der Ausfall-Volatilität ist etwa doppelt so hoch wie bei der Standardabweichung, für deren Berechnung das ganze Renditespektrum und nicht nur dessen linker Teil genutzt wird. Erstaunlich ist jedoch der geringe Unterschied in dem Schätzfehler der Verhältniszahlen. Für das überlegene Portfolio I wird nur in 54,8% aller Fälle ein höheres SHARPE-Ratio ermittelt, in 54,5% aller Fälle ein höheres RTS_2 . Die Erklärung hierfür ist, dass Rendite und Ausfall-Volatilität einer Rendite-

Abbildung 1: Häufigkeitsdiagramm der Renditen für zwei Strategien mit Aktienposition und monatlichem Rollover einer Index-Put-Option (98% Ausübungspreis)

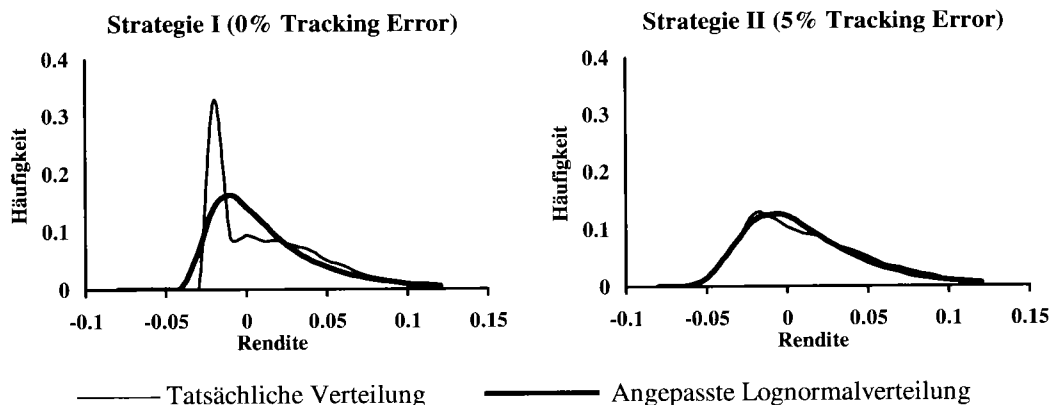


Tabelle 3: Mittlere Kennzahlen für zwei Aktienportfolios mit Tracking Error von 5% bzw. 10% vs. DAX

	$\sqrt{LPM_2}$	σ	RTS ₂	$(\bar{R} - R_f) / \sigma$
Portfolio I (5% Tracking Error)	0,037 (0,008)	0,055 (0,007)	0,185 (0,242)	0,102 (0,134)
Portfolio II (10% Tracking Error)	0,040 (0,008)	0,060 (0,007)	0,168 (0,237)	0,092 (0,134)
<i>Rel. Häufigkeit für Kennzahl Portfolio I > Kennzahl Portfolio II</i>				
	17,5%	8,5%	54,5%	54,8%

Standardabweichungen der simulierten Kennzahlen in Klammern. Den Berechnungen liegen 10.000 simulierte Reihen mit 60 monatlichen Renditen zugrunde.

stichprobe negativ korreliert sind, wodurch die Varianz der Differenz der Schätzfehler verringert wird; Stichprobenrendite und Stichprobenstandardabweichung sind dagegen unabhängig verteilt.

4. Renditeberechnungszeitraum und Anlagehorizont

Ein möglicher Weg zur Verringerung der aufgezeigten Schätzfehler ist die Verwendung von Renditen mit höherer Frequenz. Deshalb wurden die Kennzahlen für die zwei Protective Put-Strategien von Abschnitt 4 auch mit Stichproben von 1260 Tagesrenditen berechnet; der gesamte Beobach-

tungszeitraum umfasst also wie bislang 60 Monate (mit je 21 Börsentagen). Ausfall-Erwartung und Ausfall-Volatilität werden auf direktem Wege über die Stichprobenverteilung der Tagesrenditen berechnet und zur Bildung der Performancemasse zum Durchschnitt der Tagesrenditen ins Verhältnis gesetzt.

Wie die in Tabelle 4 zusammengefassten Ergebnisse zeigen, bringt die höhere Renditefrequenz eine sehr hohe Trennschärfe bei der Schätzung der Ausfallrisiken LPM₁ und LPM₂. Bei den Verhältniszahlen sinkt die Fehlerquote dagegen nur um etwa 5 Prozentpunkte. Die Unsicherheit bei der Schätzung der Durchschnittsrendite lässt sich nämlich durch eine Erhöhung der Frequenz nicht verringern.

Tabelle 4: Mittlere Kennzahlen für zwei Strategien mit Aktienposition und monatlichem Rollover einer Index-Put-Option (98% Ausübungspreis) – auf Basis von Tagesrenditen

Strategie	LPM ₁	$\sqrt{LPM_2}$	RTS ₁	RTS ₂
Strategie I (5% Tracking Error)	0,0026 (0,0001)	0,0049 (0,0002)	0,1055 (0,0861)	0,0572 (0,0464)
Strategie II (10% Tracking Error)	0,0030 (0,0001)	0,0053 (0,0007)	0,0950 (0,0839)	0,0523 (0,0458)
<i>Relative Häufigkeit: Kennzahl I > Kennzahl II</i>				
	0,0%	0,0%	62,8%	60,9%

Standardabweichungen der simulierten Kennzahlen in Klammern. Den Berechnungen liegen 10.000 simulierte Reihen mit 1260 Tagesrenditen zugrunde. Die Strategien unterscheiden sich im Tracking Error der Kassa-Position gegenüber dem Underlying der Put-Optionen.

Die Verwendung von Renditen hoher Frequenz kann aber nicht nur Vorteile bringen. Insbesondere für Fälle, in denen das Renditeberechnungsintervall kürzer als der Anlagehorizont ist, sind Fehleinschätzungen möglich. Dies gilt nicht nur für die Wahl von Tages- oder Wochenrenditen versus Monatsrenditen; auch ein monatlicher Renditeberechnungszeitraum kann unangebracht sein, wenn der Anlagehorizont länger als ein Monat ist. Ein einfaches Beispiel ist eine Strategie, die im Einklang mit Investorenpräferenzen auf Jahresfrist Kapitalerhalt anstrebt. Sie kann durchaus zu negativen unterjährigen Renditen führen. Bei der Verwendung monatlicher Renditen kann der Strategie ein Verlustrisiko beigemessen werden, obwohl ein solches aus Investorensicht nicht besteht.

Zur Illustration dieser Problematik werden zwei Protective Put-Strategien verglichen, die beide den rollierenden Kauf von Put-Optionen mit Ausübungspreis 100% vorsehen. Während Strategie I wie oben an jedem Monatsende eine Option mit

Laufzeit ein Monat kauft, sieht Strategie II alle drei Monate den Kauf einer Option mit Laufzeit drei Monaten vor. In beiden Fällen ist der Tracking Error des Aktieninvestments gegenüber dem Index gleich null. Mit der direkten Berechnungsmethode werden die Kennzahlen für diese beiden Strategien berechnet, wobei neben Monatsrenditen auch Quartalsrenditen Verwendung finden.[4]

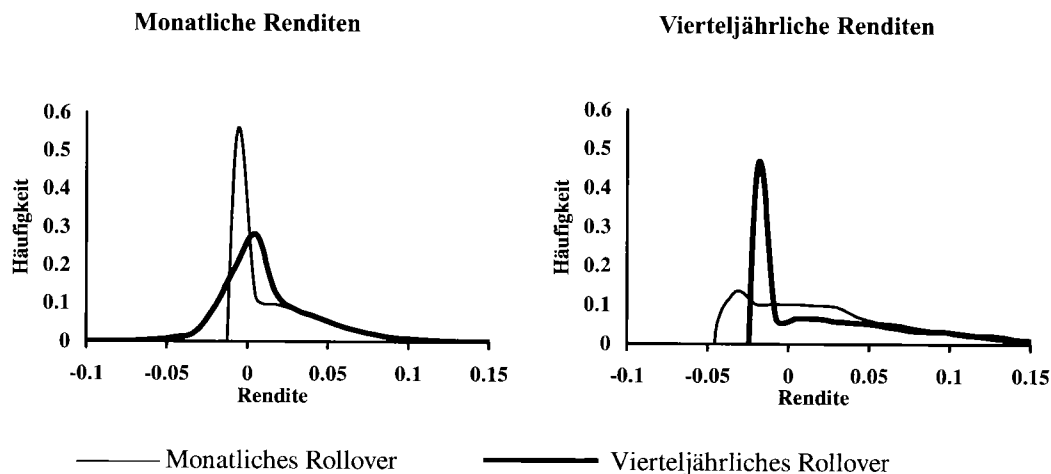
Die in Tabelle 5 zusammengefassten Ergebnisse machen den Einfluss des Renditeberechnungszeitraums deutlich. Die Strategie mit monatlichem Rollover weist bei Analyse monatlicher Renditen eine geringere Ausfall-Volatilität, aber eine höhere Ausfall-Erwartung auf. Verwendet man vierteljährliche Renditen, kehrt sich das Bild um. Wie es zu solchen unterschiedlichen Ergebnissen kommen kann, verdeutlicht Abbildung 2. Darin ist die Verteilung der monatlichen bzw. vierteljährlichen Renditen beider Strategien abgetragen (basierend auf 10.000 simulierten Renditen). Das monatliche Rollover kommt auf Monatssicht häufiger zu leicht negativen Renditen als das vierteljährliche

Tabelle 5: Mittlere Kennzahlen für zwei Strategien mit Indexinvestment und monatlichem bzw. vierteljährlichem Rollover einer Index-Put-Option (100% Ausübungspreis)

Strategie / Berechnungsmethode	LPM ₁	$\sqrt{\text{LPM}_2}$	RTS ₁	RTS ₂
<i>I Monatliches Rollover</i>				
Monatliche Renditen	0,010 (0,001)	0,013 (0,001)	0,234 (0,300)	0,166 (0,208)
Vierteljährliche Renditen	0,016 (0,004)	0,025 (0,005)	0,685 (1,152)	0,356 (0,554)
<i>II Vierteljährliches Rollover</i>				
Monatliche Renditen	0,009 (0,001)	0,016 (0,002)	0,298 (0,336)	0,168 (0,186)
Vierteljährliche Renditen	0,017 (0,004)	0,023 (0,003)	0,613 (0,979)	0,381 (0,587)
<i>Rel. Häufigkeit für Kennzahl Strategie I > Kennzahl Strategie II</i>				
Monatliche Renditen	67,6%	10,8%	22,5%	36,6%
Vierteljährliche Renditen	39,6%	74,6%	50,5%	45,3%

Standardabweichungen der simulierten Kennzahlen in Klammern. Den Berechnungen liegen 10.000 simulierte Reihen mit 60 monatlichen Renditen zugrunde.

Abbildung 2: Häufigkeitsdiagramm der Renditen für zwei Strategien mit Indexinvestment und monatlichem bzw. vierteljährlichem Rollover einer Index-Put-Option (100% Ausübungspreis)



Rollover, was die geringere Ausfall-Erwartung des vierteljährlichen Rollovers erklärt. Bei der Ausfall-Volatilität spielen dagegen die extremen Renditerealisationen eine grössere Rolle, die beim monatlichen Rollover weniger häufig sind. Gerade umgekehrt verhält es sich auf Quartalsicht. Auch bei den Ratios RTS_1 und RTS_2 ergeben sich Verschiebungen beim Übergang von monatlichen zu vierteljährlichen Renditen. So wird das monatliche Rollover bei Analyse monatlicher Renditen gemäss RTS_1 als unterlegen ausgewiesen, bei Analyse vierteljährlicher Renditen als überlegen.

Die Anwendung eines Bootstrap-Verfahrens, bei dem mehrperiodige Renditen generiert werden, wird das Problem des passenden Renditeberechnungszeitraums zwar abmildern, aber nicht notwendigerweise beseitigen. Denn Strategien wie die hier untersuchten führen zu zeitlichen Abhängigkeiten in Renditen, welche durch den Bootstrap oft nicht vollständig erfasst werden können. So ist bei der Protective Put-Strategie mit vierteljährlichem Rollover das effektive Aktienexposure im zweiten Monat abhängig von der Performance

im ersten. Dies wird bei zufälligem Ziehen mit Zurücklegen vernachlässigt. Dass diese Effekte bedeutsam sind, zeigt folgende Untersuchung: Die Ausfall-Volatilität der zwei oben analysierten Strategien mit monatlichem bzw. vierteljährlichem Rollover wird mit einem Bootstrap-Verfahren geschätzt, bei dem aus Monatsrenditen – durch dreimaliges Ziehen mit Zurücklegen – zufällig vierteljährliche Renditen erzeugt werden. Obwohl der Berechnungszeitraum somit dem Absicherungszeitraum der zweiten Strategie entspricht, wird ihr im Durchschnitt eine höhere Ausfall-Volatilität zugewiesen.

Die Wahl des geeigneten Absicherungshorizontes ist sicher weniger problematisch, wenn reine Aktien- oder Rentenportfolios miteinander verglichen werden. Sobald aber in einem Portfolio Optionen eingesetzt werden bzw. eine dynamische Gewichtung verschiedener Assetklassen erfolgt, sollten bei der Performanceanalyse verschiedene Renditeintervalle zugrunde gelegt werden, um die Sensitivität der Ergebnisse zu überprüfen.

5. Robustheit gegenüber Variationen in den Risikopräferenzen

Ein wichtiges Argument für die Verwendung von Ausfallrisiko-Massen ist ihre Beziehung zur Erwartungsnutzenmaximierung risikoaverser Investoren. Portfolios, die nach Mittelwert-Ausfallrisiko-Auswahlregeln optimal sind, stellen eine Teilmenge derjenigen Portfolios dar, die für eine breite Klasse von Nutzenfunktionen mit Risikoaversion den Erwartungsnutzen maximieren (BAWA (1978)).[5] Aus dieser Beziehung leitet sich allerdings nicht ab, dass die Anwendung von Mittelwert-Ausfallrisiko-Kriterien für risikoaverse Investoren zu optimalen Portfolios führt. Vielmehr zeichnet sich die Nutzenfunktion, welche der Anwendung von Mittelwert-Ausfallrisiko-Kriterien (in der hier verwendeten Form) äquivalent ist, durch Risikoneutralität im Bereich oberhalb der Zielrendite aus (vgl. FISHBURN (1977) oder ALBRECHT/MAURER/MÖLLER (1998)). Bei einer Portfolioselektion allein auf Basis der Performancemasse RTS_1 und RTS_2 wird daher implizit Risikoneutralität für bestimmte Renditeausprägungen unterstellt.

Von der Gültigkeit der Annahme kann nicht ohne weiteres ausgegangen werden, und so erscheint es

angebracht zu untersuchen, ob diese Eigenart des Ausfallrisiko-Kalküls in der praktischen Anwendung von Bedeutung ist. Dazu analysiere ich eine Strategie, die die unterstellte Risikoneutralität im positiven Bereich gezielt ausnutzt, um die risikoadjustierte Performance zu erhöhen. Sie sieht wieder ein monatliches Rollover von Optionspositionen vor. Es werden allerdings keine Put-Optionen erworben, sondern es wird an jedem Rollover-Termin ein Index-Call mit Ausübungspreis 100% verkauft und der damit erzielte Erlös in einen Index-Call mit Ausübungspreis 103% investiert; beide Calls besitzen eine Laufzeit von einem Monat. Durch diese Konstruktion wird die erwartete Rendite bei einem moderaten Anstieg der Ausfallrisiken gesteigert. Verglichen wird die Strategie mit der schon oben untersuchten Protective Put-Strategie, bei der Index-Puts mit Ausübungspreis 98% erworben werden. Für beide Strategien wird angenommen, dass das Aktieninvestment im Portfolio den Index ohne Tracking Error nachbildet.

Die Ergebnisse der Renditesimulationen in Tabelle 6 zeigen, dass die mit dem Ausfallrisiko adjustierte Performance durch geschickte Risikohöherung deutlich verbessert werden kann. Die Protective Put-Strategie weist zwar geringere

Tabelle 6: Mittlere Kennzahlen für zwei Strategien mit Indexinvestment und monatlichem Rollover von Optionspositionen

Strategie	LPM_1	$\sqrt{LPM_2}$	RTS_1	RTS_2
I Long Put, 98% Ausübungspreis	0,012 (0,002)	0,018 (0,001)	0,294 (0,419)	0,182 (0,261)
II Short Call 100%, Long Call 103%	0,016 (0,003)	0,028 (0,004)	0,386 (0,561)	0,211 (0,307)
<i>Rel. Häufigkeit für Kennzahl Strategie I > Kennzahl Strategie II</i>				
	1,0%	0,1%	38,6%	43,8%

Standardabweichungen der simulierten Kennzahlen in Klammern. Den Berechnungen liegen 10.000 simulierte Reihen mit 60 monatlichen Renditen zugrunde.

Ausfallrisiken auf als die Call-Strategie, nach den Performance-Ratios zu urteilen ist sie jedoch weniger attraktiv. Der Performanceunterschied ist dabei nicht unerheblich. Die Call-Strategie wird häufiger als überlegen charakterisiert als die dominante Strategie in Tabelle 1.

Sicher gibt es Anleger, die Risiko zwar hauptsächlich als Gefahr einer negativen Rendite begreifen, für die die Renditestreuung im positiven Bereich aber auch von Bedeutung ist. Sie würden vielleicht die hier untersuchte Call-Strategie nicht der Protective Put-Strategie vorziehen, auch wenn die ausfallorientierte Performanceanalyse dies vorschlägt. Es sollte daher zum einen Wert darauf gelegt werden, die den Performancemassen zugrundeliegenden Annahmen auf ihre Angemessenheit zu überprüfen und sie Investoren ausreichend deutlich zu machen. Andernfalls sind Fehleinschätzungen – wie bei der klassischen Mittelwert-Varianz-Analyse – nicht ausgeschlossen. Zum anderen erscheint es sinnvoll, in der Performanceanalyse auch die Variabilität oberhalb der Zielrendite zu beachten. Einen ersten Eindruck hiervon gibt die Standardabweichung. Sie beträgt im vorliegenden Fall durchschnittlich 11,8% per annum für die Protective Put-Strategie und 20,0% für die Call-Strategie.

6. Zusammenfassung

Ziel des Artikels war es, Probleme beim praktischen Einsatz von Ausfallrisiko-Massen zu beleuchten. Ein in der Literatur erwähntes Problem erwies sich dabei als nicht gravierend. Entgegen der Auffassung von SORTINO/FORSEY (1995) können Ausfallrisiken einfach und vergleichsweise zuverlässig auf Basis der Stichprobenrenditen geschätzt werden. Auch die Vermutung, dass Ausfallrisiko-Masse sehr hohe Schätzfehler aufweisen, konnte nicht uneingeschränkt bestätigt werden. So weisen Performancemasse, die mit der Ausfall-Volatilität berechnet werden, nicht notwendigerweise höhere Ungenauigkeiten als Mittelwert-Varianz-Kriterien auf.

Wichtiger als der mit begrenzten Stichproben unweigerlich verbundene Schätzfehler erscheint eine andere Problematik. Werden die Performancemasse mit Renditen berechnet, deren Fristigkeit nicht mit dem Planungshorizont übereinstimmt, kann eine Strategie irrtümlich als riskanter bzw. schlechter eingestuft werden als eine andere. Diesem Problem einer eingeschränkten Allgemeingültigkeit von Ausfallrisiko-Massen kann man durch die Verwendung verschiedener Renditeberechnungszeiträume bei der Performanceanalyse begegnen.

Schliesslich sind auch die Annahmen über die Anlegerpräferenzen, die mit der Verwendung von Ausfallrisiko-Massen implizit getroffen werden, zu hinterfragen. Wesentlich ist bei den hier verwendeten Performance-Ratios die Risikoneutralität bei Renditeausprägungen oberhalb der Zielrendite. Wie anhand eines Beispiels gezeigt wurde, können Anleger, deren Präferenzen von den unterstellten abweichen, durchaus negative Überraschungen erleben, wenn sie die betreffenden Ratios für die Performanceanalyse verwenden. Daher sollte eine auf Ausfallrisiken aufbauende Performanceanalyse auch die Streuung der Renditen oberhalb der Zielrendite berücksichtigen. Dies kann zum Beispiel über die Angabe der Standardabweichung erfolgen.

Fussnoten

- [1] Die Daten für den Zeitraum 1988–1998 stammen von der Deutschen Börse AG; für die Jahre 1968–1987 wird auf die von STEHLE/HUBER/MAIER (1996) rückberechnete DAX-Reihe zurückgegriffen.
- [2] SORTINO/FORSEY (1994, 1996) bestimmen die Parameter anhand des 10% Quantils, des 90% Quantils und des Mittelwertes bzw. des Modalwertes.
- [3] Auch ein Ersetzen der Performancemasse RTS_1 und RTS_2 durch Präferenzfunktionale der Form $U = \bar{R} - R_f - \alpha LPM_1$ bzw. $U = \bar{R} - R_f - \alpha LPM_2$ bringt keine Verbesserung. Wählt man beispielhaft für α gleich 0,25, so wird Portfolio I bei Anwendung der direkten Berechnungsmethode in 56,1% bzw. 51,8% der Fälle als überlegen ermittelt.
- [4] Die analysierten Quartalsrenditen sind nicht überlappend und erstrecken sich jeweils von einem Rollovertermin der langfristigen Strategie zum nächsten.
- [5] Diese Begrenzung der optimalen Portfolios nach unten kann für Verteilungsfunktionen der Location-Scale-Klasse, zu der unter anderem die Normalverteilung und die t-Verteilung gehören, durch eine Beschränkung nach oben ergänzt werden.

Literatur

- ALBRECHT, P., R. MAURER und M. MÖLLER (1998): „Shortfall-Risiko / Excess-Chance-Entscheidungskalküle. Grundlagen und Beziehungen zum Bernoulli-Prinzip“, Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften 118, pp. 249–274.
- ALBRECHT, P., R. MAURER und T. STEPHAN (1995): „Shortfall-Performance rollierender Wertsicherungsstrategien“, Finanzmarkt und Portfolio Management 9, pp. 197–209.
- BAWA, V. (1978): „Safety-first, stochastic dominance, and optimal portfolio choice“, Journal of Financial and Quantitative Analysis 13, pp. 255–271.
- BAWA, V. und E. LINDENBERG (1977): „Capital market equilibrium in a mean, lower partial moment framework“, Journal of Financial Economics 5, pp. 189–200.
- BOOKSTABER, R. und R. CLARKE (1983): „An algorithm to calculate the return distribution of portfolios with option positions“, Management Science 29, pp. 419–429.
- FISHBURN, P. (1977): „Mean-risk analysis with risk associated with below-target returns“, American Economic Review 67, pp. 117–126.
- KAPLAN, P. und L. SIEGEL (1994): „Portfolio theory is alive and well“, Journal of Investing 3, pp. 18–23.
- MARKOWITZ, H. (1959): Portfolio selection: efficient diversification of investments, New York: Wiley.
- PORTMANN, T. (1999): Lower Partial Moments: unter besonderer Berücksichtigung ihres Zeithorizontverhaltens, Bern: Haupt.
- RUDOLF, M. (1994): Algorithms for portfolio optimization and portfolio insurance, Bern: Haupt.
- SCHEUENSTUHL, G. und R. ZAGST (1999): „Asymmetrische Renditestrukturen und ihre Optimierung im Portfoliomanagement mit Optionen“, Solutions, Ausgabe 2, pp. 33–46.
- SHARPE, W. (1998): „Morningstar's risk-adjusted ratings“, Financial Analysts Journal 54, pp. 21–33.
- SORTINO, F. und H. FORSEY (1994): „Performance measurement in a downside risk framework“, Journal of Investing 3, pp. 59–64.
- SORTINO, F. und H. FORSEY (1996): „On the use and misuse of downside risk“, Journal of Portfolio Management 2, pp. 35–42.
- STEHLE, R., R. HUBER und J. MAIER (1996): „Rückberechnung des DAX für die Jahre 1955 bis 1987“, Kredit und Kapital 29, pp. 276–304.
- ZIMMERMANN, H. (1994): „Editorial: Reward-to-Risk“, Finanzmarkt und Portfolio Management 8, pp. 1–6.