

# **Performanceanalyse mit Shortfall-Maßen**

Gunter Löffler  
Commerzbank AG  
Asset Management Produktentwicklung  
D-60261 Frankfurt am Main

Tel. ++49-69-13621643  
Fax: ++49-69-13626935  
gunter\_loeffler@commerzbank.com

30.12.1998

## **Zusammenfassung**

Ziel des Aufsatzes ist es, Probleme beim Einsatz von Shortfall-Maßen in der Performanceanalyse zu beleuchten. Mit Hilfe von stochastischen Simulationen wird unter anderem gezeigt, daß die Verwendung der Shortfall-Erwartung mit höheren Schätzfehlern verbunden ist als die der Shortfall-Volatilität; letztere führt sogar gegenüber klassischen Mittelwert-Varianz-Kriterien nur zu geringfügig erhöhten Schätzfehlern. Die Analysen demonstrieren auch, daß Shortfall-Maße nicht unabhängig vom Planungshorizont der Investoren berechnet und interpretiert werden können. Zusätzlich kann die Allgemeingültigkeit der Performancemaße noch dadurch eingeschränkt werden, daß ihnen implizite Annahmen über Risikopräferenzen zugrunde liegen, die nicht repräsentativ für das tatsächliche Verhalten von Investoren sind.

## 1. Einleitung

In der Performanceanalyse finden Shortfall-Maße, die Risiko als Unterschreitung einer Zielrendite fassen, immer stärkere Verbreitung. Ein prominentes Beispiel ist das Performancerating von Morningstar. Diese amerikanische Agentur bewertet Investmentfonds, indem sie deren relative Rendite (relativ zu einer Gruppe vergleichbarer Fonds) um die relative Shortfall-Erwartung bereinigt (vgl. Sharpe (1998)). Das Morningstar Rating bietet ebenso wie andere Formen der Shortfall-Performancemessung Anlaß für theoretische Diskussionen; Diskussionen, die sicherlich noch nicht abgeschlossen sind (vgl. Zimmermann (1994) und Albrecht/Maurer/Stephan (1995)).

Neben der theoretischen Fundierung der Shortfall-Risikomaße sollten aber praktische Probleme bei der Anwendung nicht außer acht gelassen werden. Kaplan/Siegel (1994) vermuten beispielsweise, daß Shortfall-Maße 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 Shortfall-Risiko-Maße berechnet werden, nicht immer mit den Planungshorizonten der Investoren übereinstimmen wird. Dieses Problem ist gravierender als bei der klassischen Mittelwert-Varianz-Analyse. Während sich die mit Renditen einer bestimmten Fristigkeit berechnete Varianz – zumindest bei unabhängig normalverteilten Renditen – leicht in Varianzen kürzer- oder längerfristiger Renditen umrechnen läßt, ist dies bei Shortfall-Risiken nicht ohne weiteres möglich (vgl. Sortino/Forsey (1996)).

Diese praktischen Probleme bei der Performanceanalyse mit Shortfall-Maßen bilden den Schwerpunkt des vorliegenden Aufsatzes. Mit Hilfe stochastischer Simulationen wird die Schätzungenauigkeit von Shortfall-Maßen ermittelt und die Vorteilhaftigkeit alternativer Berechnungsmethoden beurteilt; weiterhin wird der Einfluß des Renditeberechnungszeitraums auf die Aussagekraft der Performancezahlen diskutiert. Schließlich wird noch an einem Beispiel aufgezeigt, inwieweit sich Annahmen über

die Risikopräferenzen, die bei der Verwendung von Shortfall-Maßen implizit getroffen werden, auf die Aussagekraft der damit erzielten Bewertungen auswirken können.

## **2. Untersuchungsdesign**

In der Praxis wird die Performance eines Portfolios in der Regel anhand einer begrenzten Anzahl realisierter Renditen beurteilt. 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 die Wertentwicklung eines Fünf-Jahreszeitraums zur Verfügung steht. Die Wahl eines solchen Zeitraums ist unter anderem durch die gängige Praxis von Ratingagenturen 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 jedoch bei mangelnder Stationarität – wie sie etwa durch einen Wechsel im Fondsmanagement hervorgerufen werden kann – nicht zu verlässlicheren Ergebnissen führen.

Die untersuchten Anlagestrategien lehnen sich an bisherige Untersuchungen der Shortfall-Performance an (Zimmermann (1994) und Albrecht/Maurer/Stephan(1995)). Im Zentrum steht der Vergleich rollierender Protective-Put-Strategien. Konkret wird dabei – zusätzlich zur Investition in einen Aktienindex – in konstanten Abständen eine Put-Option auf den Index erworben, 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 des Basistitels bzw. Auszahlungen fälliger Optionen finanziert. Aus diesem Grund führen die untersuchten Strategien nicht zu einer vollständigen Absicherung des Anlagevermögens auf dem Niveau des Ausübungspreises.

Da historische Daten für die Zwecke dieser Untersuchung nicht in ausreichendem Umfang zur Verfügung stehen, werden die Renditen der einzelnen Strategien durch

eine stochastische Simulation erzeugt. Betrachtet wird ein Aktienmarkt, dessen Renditen lognormalverteilt mit Erwartungswert 8% p.a. und Volatilität 15% p.a. sind. Optionsprämien werden nach Black/Scholes berechnet (Zinssatz = 4% p.a.), und Transaktionskosten bleiben unberücksichtigt.

### 3. Performance-Kriterien und Berechnungsmethoden

Verwendet werden die aus der Literatur bekannten Maße für Shortfall-Risiken und risikoadjustierte Performance, wobei wie in Zimmermann (1994) und Albrecht/Maurer/Stephan (1995) eine Zielrendite von 0% unterstellt wird. Zur Berechnung werden in den Analysen monatliche, tägliche oder vierteljährliche Renditen eines Beobachtungszeitraums von fünf Jahren verwendet. Dabei werden Shortfall-Erwartung ( $LPM_1$ ) und Shortfall-Varianz ( $LPM_2$ ) – basierend auf den Renditen  $R_t$  eines Simulationsdurchlaufs – auf vier verschiedene Arten ermittelt:

a) Direkte Berechnung mit der Stichprobenverteilung der Renditen  $R_t$ :

$$LPM_n = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [\max(-R_t; 0)]^n, \quad n = 1, 2.$$

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.<sup>1</sup> Ob eine rechts- bzw. linksschiefe Verteilung gewählt wird, ergibt sich aus der Lage dieser drei Größen zueinander. Die Shortfall-Maße werden anschließend durch Integralrechnung ermittelt.

---

<sup>1</sup> Sortino/Forsey (1994, 1996) bestimmen die Parameter anhand des 10% Quantils, des 90% Quantils und des Mittelwertes bzw. des Modalwertes.

- c) Wie in Sortino/Forsey (1996) wird aus den verfügbaren 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 Shortfall-Risikomaße nach Methode a) berechnet.

Im Anschluß daran werden Return-to-Shortfall-Ratios (RTS) berechnet als Durchschnittsrendite dividiert durch Shortfall-Erwartung bzw. Shortfall-Volatilität:

$$RTS_1 = \frac{\bar{R}}{LPM_1}; \quad RTS_2 = \frac{\bar{R}}{\sqrt{LPM_2}} .$$

$\bar{R}$  ist dabei jeweils der arithmetische Durchschnitt der Renditen, die sich in einem Simulationsdurchlauf für die Portfolios ergeben; für den Bootstrap auf jährlicher Basis wird der Durchschnitt der jährlichen Renditen verwendet. Einem Vorschlag von Albrecht/Maurer/Stephan (1995) folgend wird auch noch ein Performancemaß berechnet, bei dem im Zähler statt der Durchschnittsrendite die erwartete Excess-Rendite (das Upper Partial Moment der Ordnung 1) steht. Aufgrund der Beziehung von Durchschnittsrendite, Shortfall-Erwartung und Excess-Erwartung berechnet sich  $ERTS_2$ , das Verhältnis von Excess-Rendite zu Shortfall-Volatilität, wie folgt:

$$ERTS_2 = \frac{\bar{R}}{\sqrt{LPM_2}} + \frac{LPM_1}{\sqrt{LPM_2}} .$$

Zur Vermeidung von Interpretationsschwierigkeiten, die sich bei negativen Durchschnittsrenditen ergeben, fließen die innerhalb eines Simulationsdurchlaufs berechneten Performancemaße  $RTS_{1,2}$  und  $ERTS_2$  nur dann in die Auswertungen ein, wenn die zu vergleichenden Strategien in der Simulationsstichprobe alle eine positive Durchschnittsrendite realisiert haben.

## 4. Ergebnisse

### 4.1 Bewertung von Berechnungsmethoden und Schätzfehlern

Den Ausgangspunkt der Analysen bildet der Vergleich zweier Protective-Put-Strategien mit monatlichem Rollover der Optionsposition. Investiert wird in einen Put mit Ausübungspreis 94% (Strategie I) bzw. 98% (Strategie II) des Basistitels. Die verschiedenen, alternativ berechneten Kennzahlen für die zwei Strategien sind in Tabelle 1 zusammengefaßt; die Berechnungen basieren dabei jeweils auf 60 monatlichen Renditen.

Strategie II sollte angesichts des höheren Ausübungspreises der gekauften Put-Optionen ein geringeres Shortfall-Risiko besitzen, was sich auch in den ermittelten Risikomaßen niederschlägt. Infolge von Schätzfehlern bei der Bestimmung der Shortfall-Risiken wird Strategie II zwar nicht mit völliger Sicherheit als die risikoärmere identifiziert; bei den ersten zwei Methoden für die Berechnung der Shortfall-Maße ist diese Unsicherheit jedoch recht gering. Die Fehlerquote bei der Shortfall-Erwartung liegt bei etwa 2%, die der Shortfall-Volatilität nahe bei 0%. Relativ schlechte Ergebnisse liefert dagegen die Berechnung mit zufällig konstruierten jährlichen Renditen. In etwa 14% der Simulationsdurchgänge wird damit für Strategie I eine geringere Shortfall-Erwartung ermittelt als für Strategie II.

Die direkte Berechnung der Shortfall-Risiken über realisierte Renditen erscheint daher weniger problematisch als von Sortino/Forsey (1996) dargestellt. Zumindest für die hier verwendeten Strategien reduziert die Schätzung einer stetigen Verteilungsfunktion den Schätzfehler der Risikomaße nicht. Die ebenfalls von Sortino/Forsey (1996) vorgeschlagene Methode, aus Monatsrenditen jährliche Renditen zu konstruieren und darüber die Risikomaße zu berechnen, erweist sich dagegen als wenig verläßlich.

Hinsichtlich des Rendite-Risiko-Profiles bestätigen sich die Ergebnisse früherer Untersuchungen (Zimmermann (1994), Albrecht/Maurer/Stephan (1995)): Die ermittelten Return-to-Shortfall-Ratios sind für die Protective-Put-Strategie mit höherem Ausübungspreis größer. Der Schätzfehler ist bei den Ratios jedoch deutlich höher als bei den reinen Risikozahlen. Während die Fehlerquote dort weniger als 5% beträgt, liegt

sie bei den Verhältniszahlen zwischen 9% und 45%. Dieser Unterschied geht darauf zurück, daß in die Ratios auch die - ebenfalls mit Schätzfehlern behaftete - Durchschnittsrendite einfließt.

**Tabelle 1: Kennzahlen für zwei Protective-Put-Strategien mit monatlichem Rollover bei alternativen Berechnungsmethoden**

Strategie / Berechnungsmethode	LPM <sub>1</sub>	$\sqrt{\text{LPM}_2}$	RTS <sub>1</sub>	RTS <sub>2</sub>	ERTS <sub>2</sub>
<i>Strategie I (Ausübungspreis 94%)</i>					
a) Stichprobenverteilung	0,013 (0,003)	0,024 (0,003)	0,748 (0,531)	0,393 (0,247)	0,943 (0,216)
b) Lognormalverteilung	0,014 (0,003)	0,026 (0,005)	0,728 (0,550)	0,367 (0,252)	1,030 (0,111)
c) Bootstrap (auf Jahresbasis)	0,027 (0,018)	0,056 (0,023)	10,443 (16,880)	3,000 (3,194)	3,403 (3,112)
<i>Strategie II (Ausübungspreis 98%)</i>					
a) Stichprobenverteilung	0,011 (0,002)	0,016 (0,001)	0,776 (0,498)	0,484 (0,280)	1,131 (0,247)
b) Lognormalverteilung	0,009 (0,002)	0,015 (0,001)	0,878 (0,535)	0,504 (0,266)	1,296 (0,138)
c) Bootstrap (auf Jahresbasis)	0,020 (0,014)	0,042 (0,017)	11,263 (18,081)	3,283 (3,355)	3,684 (3,275)
<i>Relative Häufigkeit für Kennzahl I &gt; Kennzahl II</i>					
a) Stichprobenverteilung	98%	100%	45%	25%	12%
b) Lognormalverteilung	97%	99%	32%	23%	9%
c) Bootstrap (auf Jahresbasis)	86%	94%	38%	35%	35%

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

Bei dem mit der Shortfall-Erwartung gebildeten RTS<sub>1</sub> ist der Schätzfehler am höchsten; gerade bei der ersten Berechnungsmethode ist praktisch keine Unterscheidung der „besseren“ von der „schlechteren“ Strategie möglich. Angesichts dieses Ergebnisses sollte beispielsweise das von Morningstar berechnete Rating mit Vorsicht interpretiert werden. Am geringsten ist der Schätzfehler beim Performancemaß ERTS<sub>2</sub>, das die Excess-Rendite zur Shortfall-Volatilität in Beziehung setzt.

Was die einzelnen Berechnungsmethoden anbelangt, ist der Schätzfehler bei den Performancemaßen am niedrigsten, wenn die Berechnung über die Anpassung einer Lognormalverteilung erfolgt. Die Unterschiede erscheinen jedoch zu gering, als daß

sie eine Bevorzugung dieser Methode begründen können. Außerdem ist zu bedenken, daß die von Sortino/Forsey (1996) vorgeschlagene Methode Anreize zu opportunistischem Verhalten gibt; da negative Renditen unterhalb des 10% Quantils keinen Einfluß auf das geschätzte Risiko besitzen, könnten Portfoliomanager nämlich versucht sein, die erwartete Rendite durch gezieltes Eingehen von Katastrophenrisiken zu erhöhen. Gerade für die mit der Shortfall-Volatilität berechneten Maße dürfte die direkte Berechnung über die Stichprobenrenditen daher relativ verlässliche Ergebnisse liefern; der Schätzfehler ist dabei auch niedriger als beim Bootstrappen jährlicher Renditen.

Die aufgezeigten Schätzfehler machen zwar skeptisch gegenüber einer unkritischen Verwendung von Shortfall-Performancemaßen; sie allein können einen Verzicht auf den Einsatz dieser Maße jedoch nicht begründen. Bei den herkömmlichen Mittelwert-Varianz-Kriterien sind die Schätzfehler nämlich nicht viel geringer. Dies zeigt ein Simulationsexperiment, in dem zwei Portfolios verglichen werden, die sich lediglich in der Varianz ihrer normalverteilten Renditen unterscheiden. Die Renditen werden auf der Basis des Marktmodells als Markttrendite + unsystematisches Risiko generiert. Wie oben wird für die Markttrendite ein Erwartungswert von 8% bei einer Volatilität von 15% angenommen. Das unsystematische Risiko wird mit 5% (Portfolio I) bzw. 10% (Portfolio II) angesetzt; da das Beta der beiden Portfolios jeweils auf eins gesetzt wird, weisen sie damit ein Gesamtrisiko von 15,8% bzw. 18,0% p.a. auf.

Analog zur bisherigen Vorgehensweise werden jeweils 60 Monatsrenditen simuliert und darauf aufbauend Kennzahlen berechnet. Aus Darstellungsgründen wird eine Beschränkung auf die Shortfall-Volatilität, die Standardabweichung, das Shortfall-Performance-Maß  $RTS_2$  und den Quotienten aus Rendite und Standardabweichung vorgenommen. Die Shortfall-Volatilität wird auf direktem Wege über die Stichprobenverteilung berechnet, da sich diese Vorgehensweise als verlässlich erwiesen hat.

**Tabelle 2: Kennzahlen für Portfolios mit normalverteilten Renditen und unterschiedlichem Risiko**

	$\sqrt{LPM_2}$	$s$	$RTS_2$	$\bar{R} / s$
Portfolio I (15,8% Volatilität p.a.)	0,028 (0,004)	0,045 (0,004)	0,329 (0,229)	0,145 (0,131)
Portfolio II (18,0% Volatilität p.a.)	0,033 (0,005)	0,052 (0,005)	0,312 (0,223)	0,133 (0,133)
<i>Relative Häufigkeit für Kennzahl I &gt; Kennzahl II</i>				
	13%	6%	54%	56%

Standardabweichungen in Klammern. Den Berechnungen liegen 10.000 simulierte Reihen mit 60 monatlichen Renditen zugrunde. Die Renditen werden auf Basis des Marktmodells erzeugt (Marktrisiko = 15% p.a., Beta = 1, unsystematisches Risiko = 5% (I) bzw. 10% (II) p.a.).

Bezüglich der Ungenauigkeit der geschätzten Risikomaße sind die in Tabelle 2 zusammengefaßten Ergebnisse nicht überraschend. Die Fehlerquote bei der Shortfall-Volatilität ist etwa doppelt so hoch wie bei der Standardabweichung. Erstaunlich ist jedoch der geringe Unterschied in dem Schätzfehler der Verhältniszahlen. Dies dürfte letztlich dadurch zu erklären sein, daß die Rendite und die Shortfall-Volatilität einer Renditestichprobe nicht unabhängig voneinander sind, wodurch die Varianz der Differenz der Schätzfehler verringert wird; Stichprobenrendite und Stichprobenstandardabweichung sind dagegen unabhängig verteilt.

#### 4.2 Auswirkungen des Renditeberechnungszeitraums

Ein möglicher Ausweg zur Verringerung der aufgezeigten Schätzfehler wäre die Verwendung von Renditen mit höherer Frequenz. Deshalb wurden die Kennzahlen für die zwei Protective-Put-Strategien von Abschnitt 4.1 auch mit Stichproben von 1200 Tagesrenditen berechnet; der gesamte Beobachtungszeitraum umfaßt also wie bislang 60 Monate (mit je 21 Börsentagen). Shortfall-Erwartung und Shortfall-Volatilität werden auf direktem Wege über die Stichprobenverteilung der Tagesrenditen berechnet (Methode a)) und zur Bildung der Performancemaße zum Durchschnitt der Tagesrenditen ins Verhältnis gesetzt.

Wie die in Tabelle 3 zusammengefaßten Ergebnisse zeigen, bringt die höhere Renditefrequenz zwar eine hohe Trennschärfe bei der Schätzung der Shortfall-Risiken  $LPM_1$  und  $LPM_2$ . Bei den Verhältniszahlen zeigt sich jedoch kein einheitliches Bild. Das Performancemaß  $RTS_1$  wird genauer geschätzt als mit monatlichen Renditen,

während das mit der Shortfall-Volatilität gebildete Maß  $RTS_2$  einen höheren Schätzfehler besitzt. Das Excess-Chance-Maß  $ERTS_2$  schließlich weist im Gegensatz zu den früheren Ergebnissen Strategie I (Ausübungspreis 94%) eine bessere Shortfall-Performance zu als Strategie II (Ausübungspreis 98%).

**Tabelle 3: Kennzahlen für zwei Protective-Put-Strategien mit monatlichem Rollover auf Basis täglicher Renditen**

Strategie	$LPM_1$	$\sqrt{LPM_2}$	$RTS_1$	$RTS_2$	$ERTS_2$
I Protective Put, 94%	0,003 (0,000)	0,006 (0,000)	0,133 (0,074)	0,073 (0,040)	0,628 (0,034)
II Protective Put 98%,	0,003 (0,000)	0,005 (0,000)	0,143 (0,074)	0,077 (0,039)	0,615 (0,035)
	<i>Relative Häufigkeit: Kennzahl I &gt; Kennzahl II</i>				
	100%	100%	29%	35%	92%

Standardabweichungen in Klammern. Den Berechnungen liegen jeweils 10.000 simulierte Reihen mit 1260 täglichen Renditen zugrunde.

Die Verwendung von Renditen hoher Frequenz erscheint damit zumindest für Fälle, in denen das Renditeberechnungsintervall kürzer als der Anlagehorizont ist, problematisch, da die Auswertungskriterien auf eine schwer vorhersagbare Weise davon beeinflusst werden. Die zugrundeliegende Problematik wird deutlicher, wenn der Anlagehorizont länger als der Renditeberechnungszeitraum ist. So kann z.B. eine Strategie, die auf Jahresfrist Kapitalerhalt anstrebt, durchaus zu negativen unterjährigen Renditen führen. Bei der Verwendung monatlicher Renditen kann einer solchen Strategie somit ein Shortfall-Risiko beigemessen werden, obwohl dieses aus Investorensicht nicht notwendigerweise besteht.

Zur Illustration dieser Problematik wurden zwei Protective-Put-Strategien verglichen, die beide den rollierenden Kauf von Putoptionen mit Ausübungspreis 100% vorsehen. Während Strategie I wie gewohnt 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. Mit der üblichen Vorgehensweise werden die Kennzahlen

für diese beiden Strategien berechnet, wobei jedoch neben Monatsrenditen auch Dreimonatsrenditen Verwendung finden.<sup>2</sup>

**Tabelle 4: Kennzahlen für zwei Protective-Put-Strategien (at the money) mit monatlichem bzw. vierteljährlichem Rollover**

Strategie / Berechnungsmethode	LPM <sub>1</sub>	$\sqrt{\text{LPM}_2}$	RTS <sub>1</sub>	RTS <sub>2</sub>	ERTS <sub>2</sub>
<i>I Monatliches Rollover</i>					
Monatliche Renditen	0,008 (0,001)	0,011 (0,001)	0,863 (0,535)	0,610 (0,345)	1,337 (0,315)
Vierteljährliche Renditen	0,011 (0,004)	0,019 (0,004)	2,259 (2,213)	1,129 (0,820)	1,686 (0,765)
<i>II Vierteljährliches Rollover</i>					
Monatliche Renditen	0,007 (0,001)	0,014 (0,002)	0,931 (0,605)	0,488 (0,296)	1,026 (0,282)
Vierteljährliche Renditen	0,011 (0,002)	0,016 (0,002)	2,030 (1,591)	1,295 (0,836)	1,978 (0,783)
<i>Relative Häufigkeit für Kennzahl I &gt; Kennzahl II</i>					
Monatliche Renditen	60%	6%	45%	71%	93%
Vierteljährliche Renditen	50%	85%	54%	35%	25%

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

Die in Tabelle 4 zusammengefaßten Ergebnisse machen den Einfluß des Renditeberechnungszeitraums sehr deutlich. Die Strategie mit monatlichem Rollover weist bei Verwendung monatlicher Renditen eine geringere Shortfall-Volatilität und – gemessen an RTS<sub>2</sub> und ERTS<sub>2</sub> - eine bessere Shortfall-Performance auf. Verwendet man vierteljährliche Renditen, kehrt sich das Bild um. Nun hat die Strategie mit vierteljährlichem Rollover bessere Performanceeigenschaften.

### 4.3 Ein Performance-Paradox

In den Analysen des Abschnitts 4.1 erwies sich das Performancemaß ERTS<sub>2</sub> als besonders robust. Dies könnte man – zusätzlich zu den von Albrecht/Maurer/Stephan (1995) angeführten Argumenten – zum Anlaß nehmen, die Verwendung dieses Maßes zu favorisieren. Bei der Entscheidung zwischen einzelnen Performancemaßen

<sup>2</sup> Die analysierten Dreimonatsrenditen sind nicht überlappend und erstrecken sich jeweils von einem Rollovertermin der langfristigen Strategie zum nächsten.

sollte jedoch nicht vergessen werden, daß diesen unterschiedliche Annahmen über die Präferenzen der Investoren zugrunde liegen. Wie im folgenden anhand des Performancemaßes  $ERTS_2$  illustriert wird, können diese Unterschiede in der praktischen Anwendung durchaus relevant sein.

Obwohl das Performancemaß  $ERTS_2$  das Eingehen höherer Risiken – ceteris paribus – bestraft, kann das Excess-Chance-Kalkül auch risikofreudiges Verhalten implizieren. Zur Illustration dieses Sachverhalts sollen zunächst zwei Lotterien mit den in Tabelle 5 aufgeführten Auszahlungscharakteristika betrachtet werden. Es sind jeweils drei verschiedene Auszahlungen möglich, die alle die Wahrscheinlichkeit ein Drittel besitzen. Lotterie 2 weist gegenüber Lotterie 1 eine nach dem  $ERTS_2$ -Maß bessere Performance auf, obwohl sie sowohl einen niedrigeren Erwartungswert als auch ein höheres Shortfall-Risiko (gemessen an Shortfall-Erwartung und Shortfall-Volatilität) aufweist. Grund hierfür ist die höhere Excess-Chance, die die sonstigen, schlechteren Performanceeigenschaften überkompensiert. Auch wenn nicht auszuschließen ist, daß Lotterie 2 von Anlegern tatsächlich Lotterie 1 vorgezogen werden sollte, dürfte es doch sicher Anleger mit umgekehrten Präferenzen geben.

**Tabelle 5: Shortfall-Performance zweier Lotterien**

	Auszahlungen ( $p = 1/3$ )			Erwartungswert	$LPM_1$	$\sqrt{LPM_2}$	$ERTS_2$
Lotterie 1	-0,10	0,00	0,20	0,033	0,033	0,058	1,155
Lotterie 2	-0,10	-0,03	0,21	0,027	0,043	0,060	1,161

Diese Eigenheit des Excess-Chance-Kalküls läßt sich auch durch Optionsstrategien ausnutzen, was an der Protective-Put-Strategie des Abschnitts 4.1 mit Ausübungspreis 94% Prozent verdeutlicht werden soll. Durch eine leichte Modifikation läßt sich die Excess-Chance dieser Strategie erhöhen. Konkret wird an jedem Rollover-Termin ein Call mit Ausübungspreis 98% verkauft und der damit erzielte Erlös in einen Call mit Ausübungspreis 100% investiert; beide Calls besitzen eine Laufzeit von einem Monat. Selbst wenn man die Performance dieser Strategie dadurch schmälert, daß man bei positiver Monatsperformance eine prozentuale Gebühr von 0,2% des Vermögens abzieht, weist diese Strategie im Durchschnitt ein höheres Performancemaß

ERTS<sub>2</sub> auf. Dies zeigen die Ergebnisse aus Tabelle 6, die wiederum auf der Simulation von Stichproben mit 60 Monatsrenditen Umfang beruhen. Die Rendite der modifizierten Strategie ist jedoch geringer als die der einfachen Protective-Put-Strategie, und das Shortfall-Risiko höher.

**Tabelle 6: Kennzahlen für zwei Absicherungsstrategien mit monatlichem Rollover**

	$\bar{R}$	LPM <sub>1</sub>	$\sqrt{\text{LPM}_2}$	RTS <sub>1</sub>	RTS <sub>2</sub>	ERTS <sub>2</sub>
I Long Put, 94%	0,0064 (0,005)	0,011 (0,002)	0,019 (0,002)	0,869 (0,587)	0,450 (0,272)	0,994 (0,236)
II Long Put 94%, Short Call 98%, Long Call 100%	0,0060 (0,006)	0,013 (0,002)	0,020 (0,002)	0,678 (0,517)	0,415 (0,292)	1,052 (0,264)
<i>Relative Häufigkeit für Kennzahl I &gt; Kennzahl II</i>						
	70%	0%	0%	90%	68%	17%

Standardabweichungen in Klammern. Den Berechnungen liegen jeweils 10.000 simulierte Reihen mit 60 monatlichen Renditen zugrunde. Bei Strategie II wird bei positiver Performance eine Gebühr von 0,2% des Vermögens abgezogen.

## 5. Zusammenfassung

Ziel des Artikels war es, Probleme beim praktischen Einsatz von Shortfall-Maßen zu beleuchten. Ein in der Literatur erwähntes Problem erwies sich dabei als nicht gravierend. Entgegen der Auffassung von Sortino/Forsey (1995) können Shortfall-Risiken einfach und vergleichsweise zuverlässig auf Basis der Stichprobenrenditen geschätzt werden. Auch die Vermutung, daß Shortfall-Maße sehr hohe Schätzfehler aufweisen, konnte nicht uneingeschränkt bestätigt werden. So weisen Performance-Maße, die mit der Shortfall-Volatilität berechnet werden, nicht notwendigerweise höhere Ungenauigkeiten als Mittelwert-Varianz-Kriterien auf. Das Verhältnis von Rendite zu Shortfall-Erwartung erscheint jedoch aufgrund der damit verbundenen Meßfehler als wenig verlässlich.

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 als riskanter bzw. besser eingestuft werden als eine andere, obwohl sie

dies für den Anleger gar nicht ist. Damit wird nicht nur die Allgemeingültigkeit von Shortfall-Performancemaßen stark eingeschränkt; will man die Berechnungsmethode auf mittlere und lange Planungshorizonte abstimmen, wird dies bei konstantem Stichprobenumfang auch zu einer Erhöhung der Schätzfehler führen.

Schließlich sind auch die Annahmen über die Anlegerpräferenzen, die mit der Verwendung von Shortfall-Maßen implizit getroffen werden, zu hinterfragen. Wie anhand eines Beispiels gezeigt wurde, könnten Anleger, deren Präferenzen von den unterstellten abweichen, durchaus negative Überraschungen erleben, wenn sie die betreffenden Shortfall-Maße für die Performanceanalyse verwenden.

## Literatur

Albrecht, P., R. Maurer und Th. Stephan (1995): Shortfall-Performance rollierender Wertsicherungsstrategien. *Finanzmarkt und Portfolio Management* 9, 197-209.

Kaplan, P. und L. Siegel (1994): Portfolio theory is alive and well. *Journal of Investing*, Herbst, 18 -23.

Sharpe, W. (1998): Morningstar's risk-adjusted ratings. *Financial Analysts Journal*, Juli/August, 21-33.

Sortino, F. und H. Forsey (1994): Performance measurement in a downside risk framework. *Journal of Investing*, Herbst, 59-64.

Sortino, F. und H. Forsey (1996): On the use and misuse of downside risk. *Journal of Portfolio Management*, Winter, 35-42.

Zimmermann, H. (1994): Editorial: Reward-to-Risk. *Finanzmarkt und Portfolio Management* 8, 1-6.