PETER ALRECHT, RAIMOND MAURER UND THOMAS G. STEPHAN*

Shortfall-Performance rollierender Wertsicherungsstrategien

1. Einleitung

In einem bemerkenswerten Beitrag hat ZIMMERMANN (1994) in dieser Zeitschrift im Rahmen eines Editorials den Vorschlag unterbreitet, alternativ zu der als Performancemaß sehr populären SHARPE-Ratio (auch als Reward-to-Variability-Ratio bekannt) analog konstruierte Performancemaße zu betrachten, bei denen das Risiko einer Anlagestrategie nicht durch die Rendite-Standardabweichung gemessen wird, sondern durch entsprechende Maße für das Shortfall-Risiko. ZIMMERMANN (1994, S. 4) spricht von Return-to-Shortfall-Maßen.

Bereits seit BOOKSTABER/CLARKE (1984, 1985) ist bekannt, daß insbesondere bei Anlagestrategien, die Optionspositionen beinhalten, die Rendite-Standardabweichung kein adäquates Risikomaß ist. Diese Problematik überträgt sich entsprechend auf die Performancebeurteilung von Anlagestrategien mit Optionen auf der Grundlage der SHARPE-Ratio, wie ZIMMERMANN anhand einer kurzen empirischen Studie auch eindrucksvoll bestätigt. Insofern scheint es angezeigt, gerade bei der Evaluation von Optionsstrategien alternative Performancekriterien zum Einsatz zu bringen.

Das Ziel des vorliegenden Beitrages ist es zum einen, die theoretische Diskussion über Shortfall-Performancemaße weiterzuführen und zum anderen, in Fortsetzung der Studie von ALBRECHT/MAURER/STEPHAN (1995), eine Beurteilung von rollierenden Wertsicherungsstrategien mit Optionen auf der Grundlage dieser Maße durchzuführen.

2. Allgemeine Vorüberlegungen

Bezeichne R die (zufallsabhängige) Ein-Perioden-Rendite einer Anlagestrategie und r_0 die Verzinsung einer sicheren Anlage in dieser Periode, so ist die SHARPE-Ratio T(R) in ihrer Ex-ante-Version[1] definiert durch:

$$T(R) := \frac{E(R) - r_0}{\sigma(R)}. \qquad (1)$$

Die SHARPE-Ratio ist der Quotient aus der "Risikoprämie" (erwartete Exzeß-Rendite über die sichere Rendite hinaus) der Anlagestrategie und dem "Risiko" der Strategie im Sinne der Volatilität der mit ihr verbundenen Wertentwicklung. Die SHARPE-Ratio läßt sich damit als erhaltene Risikoprämie pro Einheit übernommenes Risiko interpretieren. Mittels der SHARPE-Ratio lassen sich alle Anlagestrategien evaluieren, die nicht zu einer

*Wir danken dem Gutachter für seine wertvollen Anregungen und Anmerkungen. Peter Albrecht, Lehrstuhl für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre, Risikotheorie, Portfolio Management und Versicherungswirtschaft, D-68131 Mannheim, Tel.: 0621/292 5494, Fax: 0621/292 5712.

sicheren Wertentwicklung führen, formal muß $\sigma(R) > 0$ gelten. Ist $\sigma(R) = 0$, so degeneriert R zu einer sicheren Rendite. Ist der betrachtete Markt arbitragefrei, so muß mithin $R \equiv r_0$ gelten. In diesem Falle (und nur in diesem) führt die SHARPE-Ratio auf einen unbestimmten Ausdruck der Form 0/0. Die erhebliche Problematik der Verwendung der SHARPE-Ratio bei der Beurteilung der Performance von Optionsstrategien wird von ZIMMERMANN (1994) klar herausgearbeitet. Bei Put-Strategien ist die Standardabweichung eher als Chancen- denn als Risikomaß zu interpretieren, da das Verlustpotential nach unten begrenzt ist. Bei Covered-Short-Call-Strategien hingegen geht die Reduktion der Volatiliät relativ zur ungesicherten Position auf eine Begrenzung des Chancenpotentials zurück. Es ist daher angezeigt, nach Alternativen bei der Risikomessung Ausschau zu halten. Hierbei sollen in dieser Arbeit Maße für das Shortfall-Risiko zur adäquaten Beurteilung des Risikos von Optionsstrategien im Zentrum stehen.

Eine allgemeine Klasse von Maßen für das Shortfall-Risiko relativ zu einer angestrebten Mindestrendite (Zielrendite) [2] r_z ergibt sich durch Betrachtung[3] der unteren partiellen Momente (lower partial moments) des Grades $n \geq 0$ der Zufallsgröße R, vgl. etwa ALBRECHT (1994), HARLOW (1991) oder ZIMMERMANN et al. (1992, Kap. § 6). Es gilt[4]

$$LPM_z^n(R) = E[\max(r_z - R, 0)^n]$$

$$= \int_{-\infty}^{r_z} (r_z - r)^n f(r)dr . \qquad (2)$$

Für die Spezialfälle n = 0, 1, 2 ergeben sich hieraus die bekannten Shortfall-Risikomaße Shortfall-Wahrscheinlichkeit $SW_z(R)$, Shortfall-Erwartung $SE_z(R)$ sowie Shortfall-Varianz $SV_z(R)$.

Es bietet sich nun an, insbesondere[5] die Shortfall-Erwartung oder die Shortfall-Varianz[6] bzw. die Wurzel hieraus, die Shortfall-Standardabweichung[7] $SST_z(R) = \sqrt{SV_z(R)}$, als alternative Risikomaße zur Standardabweichung $\sigma(R)$ im Nenner der SHARPE-Ratio (1) zu verwenden, wie dies ZIMMERMANN (1994, S. 4) auch entsprechend vorschlägt. Hieraus ergibt sich aber unmittelbar eine neuartige Problematik im Vergleich zu (1), die bei allen LPM-Maßen beliebiger Ordnung auftritt. Aus $LPM_z^n(R) = 0$ folgt nicht zwangsläufig $R \equiv r_0$, d.h. ist das LPM-Maß identisch Null, so muß die zugrundeliegende zufallsabhängige Rendite nicht zu einer sicheren Verzinsung degenerieren. Performancemaße des Typus (1) mit einem LPM-Maß im Nenner können somit nur Anlagestrategien evaluieren, die zu einer Rendite R führen, für die $LPM_z^n(R) > 0$ gilt. Die nicht auswertbare Restklasse von Strategien besitzt, gerade im Falle von Optionsstrategien, aber ggf. einen erheblichen Umfang. Im Falle von (statischen 1:1-) Put-Hedge-Strategien werden etwa die LPM-Maße zu Null, wenn die Konstellation "Ausübungspreis minus Optionsprämie kleiner als zu erreichender Floor" gegeben ist. Bevor wir auf mögliche Konsequenzen dieser Beobachtung eingehen, sollen zunächst die Grundlagen für ein besseres Verständnis des Falles $LPM_z^n(R) = 0$ erarbeitet werden. Offenbar ist die Zufallsgröße $\max(r_z - R, 0)^n$ eine nichtnegative Zufallsgröße. Ihr Erwartungswert kann daher nur null werden, wenn diese Zufallsgröße selbst identisch null ist. Aus $LPM_z^n(R) = 0$ für ein folgt daher $\max(r_z - R, 0)^n \equiv 0$ und damit $R \geq r_z$ (fast sicher). Realisationen der zugrundeliegenden Rendite R im Shortfall-Bereich $(-\infty, r_z)$ haben daher eine Wahrscheinlichkeit von null. Offenbar folgt hieraus zugleich:

$$LPM_z^n(R) = 0 \text{ für ein } n \in N_0$$
$$\Rightarrow \quad LPM_z^n(R) = 0 \text{ für alle } n \in N_0 . \qquad (3)$$

Ist eines der unteren partiellen Momente $LPM_z^n(R)$ bezüglich der Zielrendite r_z gleich null, so muß dies zugleich für alle unteren partiellen Momente beliebiger Ordnung gelten. Wir können uns daher im folgenden stets o.B.d.A. auf den Fall

$LPM_z^1(R) = SE_z(R) = 0,$

d.h. einer verschwindenden Shortfall-Erwartung, beschränken.

Kommen wir nun zurück auf die Problematik, daß auf der Grundlage von unteren partiellen Momenten nur Anlagestrategien mit $SE_z(R) > 0$ ausgewertet werden können. Um auch die Restmenge an Anlagestrategien evaluierbar und damit vergleichbar zu machen, stellen wir die folgende Vorgehensweise zur Diskussion. Wir betrachten die Klasse der analog zu den unteren partiellen Momenten konstruierten oberen partiellen Momente der Ordnung *n* bezüglich der Zielrendite r_z. Die oberen partiellen Momente (upper partial moments) sind dabei definiert durch:

$$UPM_z^n(R) = E[\max(R - r_z, 0)^n]$$

$$= \int_{r_z}^{\infty} (r - r_z)^n f(r)dr . \qquad (4)$$

Sind zwei Anlagestrategien mit verschwindendem Shortfall-Erwartungswert zu vergleichen, so liegt es nahe, diejenige Strategie vorzuziehen, für die das erste obere partielle Moment $UPM_z^1(R) = E[\max(R - r_z, 0)]$ größer ist. In Anlehnung an die alternative Bezeichnung von $LPM_z^1(R)$ als Shortfall-Erwartung $SE_z(R)$, kann man analog $UPM_z^1(R)$ alternativ als Excess-Erwartung $XE_z(R)$ bezeichnen [8] (und ebenso $UPM_z^2(R)$ alternativ als Excess-Varianz $XV_z(R)$). Repräsentiert man die beiden Anlagestrategien durch die damit verbundenen Renditen R_1 bzw. R_2, so würde die zugehörige Entscheidungsregel lauten:

$$SE_z(R_1) = SE_z(R_2) = 0 \Rightarrow$$
$$R_1 \geq R_2 \Leftrightarrow XE_z(R_1) \geq XE_z(R_2) . \qquad (5a)$$

Im Rahmen einer mehr als zweielementigen Menge von Anlagestrategien, deren Shortfall-Erwartungswert jeweils gleich null ist, würde man entsprechend Anlagestrategien als am vorteilhaftesten betrachten, deren Excess-Erwartung maximal ist. Der im folgenden dargestellte Zusammenhang beinhaltet eine Vereinfachung dieser Entscheidungsregel. Offenbar gilt[9] (für beliebige Targets r_z)

$$E(R) = XE_z(R) - SE_z(R) + r_z. \qquad (6)$$

Für den Fall $SE_z(R) = 0$ folgt aus (6) somit $XE_z(r) = E(R)-r_z$ und damit gilt im Falle (5) $XE_z(R_1) \geq XE_z(R_2)$ $SE(R_1) \geq E(R_2)$. Dies bedeutet, daß man im Falle von verschwindenden Shortfall-Erwartungswerten, die Anlagestrategien einfach nach der Höhe der erwarteten Rendite ordnen sollte. Entscheidungsregel (5a) lautet äquivalent:

$$SE_z(R_1) = SE_z(R_2) = 0 \Rightarrow$$
$$R_1 \geq R_2 \Leftrightarrow E(R_1) \geq E(R_2). \qquad (5b)$$

Nicht eindeutig entscheidbar wäre im Rahmen der in (5a) bzw. (5b) dargestellten Konstallation der Fall $XE_z(R_1) = XE_z(R_2)$ bzw. äquivalent $E(R_1) = E(R_2)$. In diesem Falle wären die Strategien hinsichtlich ihrer Performance indifferent, d.h. $R_1 \sim R_2$. Eine differenziertere Anordnung würde dann der Übergang zu den oberen partiellen Momenten zweiter Ordnung, der Excess-Varianz, erlauben. Die entsprechende Entscheidungsregel würde in diesem Falle lauten:

$$SE_z(R_1) = SE_z(R_2) = 0 \text{ und } E(R_1) = E(R_2) \Rightarrow$$
$$R_1 \geq R_2 \Leftrightarrow XV_z(R_1) \geq XV_z(R_2). \qquad (7a)$$

Bei ebenfalls identischer Excess-Varianz würde man entsprechend übergehen zu oberen partiellen Momenten $n \geq 3$ so lange[10], bis ein $n_0 \geq 3$ gefunden ist mit $UPM_z^{n_0}(R_1) > UPM_z^{n_0}(R_2)$.

Am Rande sei noch erwähnt, daß auch Entscheidungsregel (7a) alternativ formuliert werden kann. Zunächst ist hierfür der Zusammenhang

$$XV_z(R) + SV_z(R) = Var(R) + (E(R) - r_z))^2 \qquad (8)$$

zu beachten. Im Falle von (7a) gilt $SE_z(R_1) = SE_z(R_2) = 0$ und damit gemäß (2) auch $SV_z(R_z) = SV_z(R_2) = 0$. Aus $E(R_1) = E(R_2)$ folgt natürlich auch $(E(R_1) - r_z)^2 = (E(R_2)\ r_z)^2$. Insgesamt ergibt sich somit als alternative Entscheidungsregel zu (7a):

$$SE_z(R_1) = SE_z(R_2) = 0 \text{ und } E(R_1) = E(R_2) \Rightarrow R_1 \geq R_2 \Leftrightarrow Var(R_1) \geq V_{ar}(R_2). \tag{7b}$$

Die Betrachtung von oberen partiellen Momenten erscheint (nur) in den hier betrachteten Konstellationen ein Umweg zu sein und man hätte hier mit den üblichen vollständigen Momenten arbeiten können. Neben dem Erkenntnisgewinn aus dieser Aussage per se, ist die Einführung oberer partieller Momente aber auch deswegen erfolgt, weil wir weiter unten allgemeine (d.h. nicht auf die vorstehend betrachteten speziellen Konstellationen beschränkte) Performancemaße auf ihrer Basis zur Diskussion stellen möchten.

Ein weiterer Problemkreis ergibt sich aus der Analyse der "Risikoprämie" $E(R) - r_0$ im Zähler der SHARPE-Ratio gemäß (1). Da im Rahmen einer Risikomessung durch Shortfallmaße nicht mehr nur die sichere Verzinsung als risikolos anzusehen ist, wird der Abzug der risikolosen Verzinsung dem Grunde nach arbiträr. Im Rahmen der betrachteten Analysekonstellation erscheint uns der Ansatz von r_0 daher als im Grunde nicht gerechtfertigt und wir betrachten im weiteren die folgenden beiden reduzierten Performancemaße:

$$T_z^1(R) := \frac{E(R)}{SE_z(R)} \tag{9a}$$

bzw.

$$T_z^2(R) := \frac{E(R)}{SST_z(R)}, \tag{10}$$

d.h. verwenden als Shortfall-Risikomaße den Shortfall Erwartungswert bzw. die Shortfall-Standardabweichung. Betrachtet man zwei alternative Anlagestrategien, repräsentiert durch ihre zugehörigen Renditen R_1 bzw. R_2, so kann sich ihre relative Anordnung zueinander bezüglich der alternativen Performancemaße durchaus unterscheiden, d.h. es kann beispielsweise $T_z^1(R_1) > T_z^1(R_2)$ und $T_z^2(R_1) < T_z^2(R_2)$ gelten. Da beide Performancemaße einen identischen Zähler aufweisen, ist dies durch die alternativ verwendeten Shortfall-Risikomaße Shorfall-Erwartung bzw. Shortfall-Standardabweichung bedingt. Im Rahmen des Shortfall-Erwartungswerts werden Abweichungen von der Zielrendite durch ihren absoluten Betrag erfaßt, mit der entsprechenden Eintrittswahrscheinlichkeit gewichtet und anschließend aggregiert. Im Rahmen der Shortfall-Standardabweichung werden die qua-drierten Abweichungen mit ihrer Eintrittswahrscheinlichkeit gewichtet und erst nach ihrer Aggregation wird hieraus die Quadratwurzel gezogen, um die Gesamtabweichung zu ermitteln. Intuitiv liefern somit beide Shortfall-Performancemaße tendenziell ähnliche Resultate, wenn die vorhandenen Abweichungen von der Zielrendite eher gering sind. Liegen große Abweichungen vor, so schlägt dies in Form einer Verschlechterung der gemessenen Performance bei dem Performancemaß (10) deutlich stärker zu Buche. [11] Da - wie bereits ausgeführt - aus $SE_z(R) > 0$ stets $SST_z(R) > 0$ und vice versa folgt, ist bei Anwendung der Shorfall-Performance (9) bzw. (10) (bei einer einheitlich fixierten Zielrendite) jeweils die gleiche Teilmenge von Anlagestrategien evaluierbar. Die Restmenge ist durch $SE_z(R) = SST_z(R) = 0$ gekennzeichnet. Eine weitere Anordnung der Strategien in dieser Restmenge ist auf der Grundlage.der weiter oben dargestellten Überlegungen auf der Basis der Entscheidungsregeln (5a) bzw. (5b) und ggf. (7a) bzw. (7b) etc. möglich. In der im weiteren Verlauf dieser Arbeit dargestellten empirischen Studie bleibt aber eine Beschränkung auf den Fall der Performancemaße des Typus (9) bzw. (10) mit einem positiven Nenner möglich.

Als weitere alternative Extension der Performancemaße (9) bzw. (10) bietet es sich an, auch den Erwartungswert im Zähler zu hinterfragen. Wird das Risikomaß relativ zu einer gegebenen Zielrendite r_z spezifiziert, so sollte dies schon aus Gründen der Symmetrie und Konsistenz auch für das Ertrags-

maß gelten. Wie in ALBRECHT (1994, S. 15 f.) diskutiert, eignen sich die UPM-Maße besser zu einer Messung des Chancenpotentials einer Anlagestrategie als der traditionelle Rendite-Erwartungswert. Insbesondere die erwartete Excess-Rendite $XE_z(R)$ wäre damit eine interessante Alternative zu $E(R)$ im Zähler von (9) bzw. (10). Die entsprechenden Performancemaße können dann als "Excess-Chance pro Einheit Shortfall-Risiko" interpretiert werden. Im Rahmen der nachfolgenden empirischen Studie könnte deshalb beispielhaft zunächst auch das Performancemaß

$$T_z^3(R) = \frac{XE_z(R)}{SE_z(R)} \tag{11a}$$

betrachtet werden. Auf der Grundlage der Beziehung (6) kann dieses Performancemaß auch alternativ $SE_z(R) \neq 0$ vorausgesetzt) berechnet werden zu

$$T_z^3(R) = \frac{E(R) + SE_z(R) - r_z}{SE_z(R)}$$

$$= 1 + T_z^1(R) - \frac{r_z}{SE_z(R)} . \tag{11b}$$

Da jedoch in der nachfolgenden empirischen Studie als Zielrendite einheitlich $r_z = 0$ gewählt wird, reduziert sich im Rahmen dieser Konstellation das Performancemaß (11) auf $T_z^3(R) = 1 + T_z^1(R)$, d.h. es ergibt sich ein identisches Ranking im Vergleich zum Performancemaß (9). Diese Eigenschaft tritt nicht mehr notwendigerweise auf bei Verwendung des Performancemaßes

$$T_z^4(R) = \frac{XE_z(R)}{SST_z(R)} . \tag{12a}$$

Dieses kann aufgrund von Beziehung (6) auch berechnet werden zu

$$T_z^4(R) = \frac{E(R) + SE_z(R) - r_z}{SST_z(R)}$$

$$= T_z^2(R) + \frac{SE_z(R) - r_z}{SST_z(R)}, \tag{12b}$$

einer Beziehung, in der interessanterweise nur noch Shortfall-Performance- bzw. Shortfall-Risiko-Größen auftreten. Im Fall $r_z = 0$, wie bei der nachfolgenden empirischen Studie, reduziert sich (12b) auf

$$T_z^4(R) = T_z^2(R) + [SE_z(R) / SST_z(R)].$$

Bei Strategien, bei denen $SE_z(R)$ und $SST_z(R)$ in etwa von der gleichen Größenordnung sind, sollte daher eine Abweichung zu einem Ranking auf der Basis des Performancemaßes (10) nicht wesentlich zu Buche schlagen.[12] Substantielle Abweichungen sollten erst dann auftreten, wenn sich $SST_z(R)$ in der Größenordnung von $SE_z(R)$ deutlich unterscheidet.[13]

3. Strategien und Datenbasis

Rollierende Put-Hedge Strategien sind aktuell durch die Arbeit von FIGLEWSKIet al. (1993) in den Vordergrund des Interesses gerückt worden. Rollierende Wertsicherungsstrategien[14] mit Optionen sind dabei allgemein dadurch gekennzeichnet, daß die (Rest-)Laufzeit der eingegangenen Optionsposition kürzer gewählt wird als ein gegebener Planungshorizont und es damit erforderlich ist, eine Sequenz von "kurzfristigen" Optionspositionen zu realisieren. Bei statischen Wertsicherungsstrategien mit Optionen hingegen stimmen der Planungshorizont und die Laufzeit der Optionspositionen überein.

FIGLEWSKI et al. (1993) weisen nun nach, daß rollierende Put-Hedge-Strategien deutlich kostengünstiger (in Termen des entgangenen Ertrags relativ zu einer ungesicherten Aktien-Position) im Vergleich zu einer statischen Put-HedgeStrategie sind, ohne aber hinsichtlich des induzierten asymmetrischen Risiko-Ertrags-Profils an Attraktivität zu verlieren.

Die nachfolgende Untersuchung setzt die Diskussi-

on und die Evaluation rollierender Optionsstrategien fort, wobei neben der Verwendung von Shortfall-Performancemaßen noch die folgenden weiteren Unterschiede zur Arbeit vonFIGLEWSKI et al. (1993) bestehen:

- Die Analyse erfolgt (partiell) auf der Grundlage empirischer Daten[15], FIGLEWSKI et al. (1993) arbeiten hingegen auf der Grundlage einer stochastischen Simulation[16].
- Es werden Transaktionskosten mit einbezogen.
- Zusätzlich zu der Klasse der Put-Hedge-Strategien werden noch Covered-Short-Call- Strategien sowie Collar-Strategien analysiert.

Ursprünglich war beabsichtigt, sowohl die zugrundeliegende Aktienposition als auch die eingegangenen Optionspositionen mit empirisch realisierten Preisen (Kursen) anzusetzen und somit eine rein historische Simulation der Strategie durchzuführen. Die vorhandenen Preisgeschichten des Deutschen Aktienindex (DAX) sowie darauf bezogener Put- bzw. Call-Optionen an der Deutschen Termin-Börse (DTB) sind jedoch zu kurz, um für eine historische Simulation wirklich repräsentativ zu sein. Als Datenbasis wurden daher die 408 Monatsendwerte des deutschen Aktien-Performanceindex[17] (DAFOX) von 1960-1993 benutzt. Diese Zeitreihe beschreibt die Performance einer Indexing-Strategie eines hochdiversifizierten Portefeuilles aus deutschen Aktien. Der DAFOX repräsentiert eine ungesicherte Vermögensanlagestrategie in ein Aktien-Portefeuille und dient als Referenzmaßstab für die Performance der betrachteten Absicherungsstrategie. Auf den DAFOX werden zu Beginn eines jeden Monats (Rollover-Termin) ein Einmonats-Put und/oder Call gekauft bzw. verkauft. Die Preise aller Optionen werden gemäß der BLACK/SCHOLES-Formel angesetzt[18, 19]. Die Volatilität schätzen wir gemäß HULL (1993, S. 215) aus den Differenzen der natürlichen Logarithmen der vergangenen Monatsendwerte des DAFOX, wobei die jeweils letzten zwölf Werte verwendet werden. Als risikolose Zinssätze verwenden wir die durchschnittlichen Tagesgeldrenditen im jeweiligen Monat gemäß den Angaben der Deutschen Bundesbank.

Im Gegensatz zu FIGLEWSKI et al. (1993) finanzieren wir die Prämien von Put-Optionen nicht zum jeweiligen risikolosen Zinssatz bzw. legen entstehende Überschüsse risikolos an[20], sondern führen eine operation blanche durch, indem notwendige Auszahlungen aus einem partiellen Verkauf des Basistitels finanziert werden und entstehende Überschüsse (z.B. erhaltene Prämien aus dem Verkauf eines Calls) in den Basistitel investiert werden.

Beim Optionskauf bzw. -verkauf werden Transaktionskosten in Höhe von 1% des jeweiligen Optionspreises angesetzt, bei Ausübung der Option am Monatsende sollen weitere 0,2% des inneren Wertes an Transaktionskosten anfallen. Ein solcher Ansatz entspricht nach unseren Recherchen realistischen Transaktionskosten institutioneller Anleger.

Die folgenden rollierenden Optionsstrategien werden betrachtet:

A Rollierende Fixed-Percentage-Put-Hedge-Strategien

An jedem Rollover-Termin werden gemäß einer Fixed-Percentage-Strategie Puts gekauft, d.h. die Ausübungspreise X_t entsprechen einem festen Prozentsatz p des Kurses des Basistitels S_t, d.h. $X_t = (p/100)\ S_t$. Betrachtet wird dabei eine In-the-Money-Strategie (p = 102), eine At-the-Money-Strategie (p = 100) sowie drei Out-of-the-Money-Strategien (p = 94, 96, 98). Gekauft wird dabei jeweils ein Put, trotzdem kann nicht in einem strikten Sinne von einer 1:1 Strategie gesprochen werden, da der Umfang der Aktienposition im Zeitablauf variiert[21].

B Rollierende Fixed-Percentage-Covered-Short-Call-Strategien

Bei dieser Strategie wird zu jedem Rollover-Termin ein Call verkauft, dessen Ausübungspreis im Sinne einer Fixed-Percentage-Strategie einem vorgegebenen Prozentsatz vom aktuellen Kurs des Basistitels entspricht. Betrachtet werden wiederum eine In-the-Money-Strategie (p = 98), eine At-the-Mo-

ney-Strategie (p = 100) sowie drei Out-of-the-Money Strategien (p = 102,104,106).

C Rollierende Fixed-Percentage-Collar-Strategien

Bei dieser Strategie wird zu jedem Rollover-Termin sowohl ein Put gekauft, als auch ein Call verkauft. Die Ausübungspreise beider Optionen folgen einer Fixed-Percentage-Strategie, wobei wir nur die symmetrischen Strategien (94,106), (94,104), (98,102) untersuchen, d.h. die Ausübungspreise der Calls weichen um den gleichen Prozentsatz vom Kurs des Basistitels nach oben ab, wie die Ausübungspreise der Puts diesen unterschreiten.

4. Die verwendeten Auswertungskriterien

Ausgangspunkt der vorgenommenen Auswertungen sind jeweils die auf kontinuierlicher Basis berechneten monatlichen Renditen. Als Target-Rendite verwenden wir analog zu ZIMMERMANN (1994) einheitlich eine Rendite in Höhe von 0 %, d.h. als Anlagerisiko wird jegliche Verminderung des eingesetzten Kapitals angesehen. Als elementare Auswertungskriterien werden dabei das Stichprobenmittel (MW) sowie die Stichprobengegenstücke SE bzw. SST der Shortfall-Risikomaße Shortfall-Erwartungswert bzw. Shortfall-Standardabweichung berechnet. Aus den elementaren Auswertungskriterien ergeben sich die Stichprobengegenstücke[22] der Shortfall-Performancemaße (9) bzw. (10) bzw. (12).

5. Ergebnisse

Die alternativen Optionsstrategien werden jeweils anhand eines Häufigkeitsdiagramms sowie einer Tabelle mit den im Abschnitt 4 dargestellten Auswertungskriterien charakterisiert. Abbildung 1 enthält zunächst das Diagramm der rollierenden Put-Hedge-Fixed-Percentage-Strategie bei einem Prozentsatz der Ausübungswerte von 96 %:

Sehr klar kommt die Asymmetrie der resultierenden Verteilung, welche zu der gewünschten Risikobegrenzung führt, zum Ausdruck. Genaueren Aufschluß gibt die Tabelle 1, in der alle Zahlenwerte als Prozentsätze angegeben sind, welche sich auf kontinuierliche Monatsrenditen beziehen.

Die Ergebnisse der Tabelle 1 lassen die folgenden Schlüsse zu: Eine Erhöhung des Basispreises und damit des realisierten Absicherungsniveaus geht stets einheitlich einher mit einer Reduktion der mittleren realisierten Rendite auf der einen Seite sowie einer Reduktion des Risikoniveaus (gemessen durch die Shortfall-Erwartung bzw. alternativ durch die Shortfall-Standardabweichung) auf der anderen Seite. Dies entspricht sowohl der Intuition als auch theoretischen Ergebnissen über die Koppelung von Risiko und Rendite und verdeutlicht auch im Falle von Optionsstrategien die Notwendigkeit eines Trade-Offs dieser beiden Kontrapunkte der Kapitalanlage. Im Verhältnis der beiden Positionen Basispreis 94% (höchster Wert von Risiko und Rendite) bzw. Basispreis 102% (niedrigster Wert von Risiko und Rendite) findet dabei eine Reduktion des Mittelwertes um ca. 21% und der Shortfall-Erwartung bzw. Shortfall-Standardabweichung um ca. 64% bzw. 65% statt, d.h. die Renditereduktion wird durch eine entsprechende Risikoreduktion überkompensiert, was sich entsprechend in einer Performance-Verbesserung bei erhöhtem Absicherungsniveau hinsichtlich der Shortfall Performan-

Abbildung 1: Häufigkeitsdiagramm Put-Hedge-Fixed-Percentage 96 %

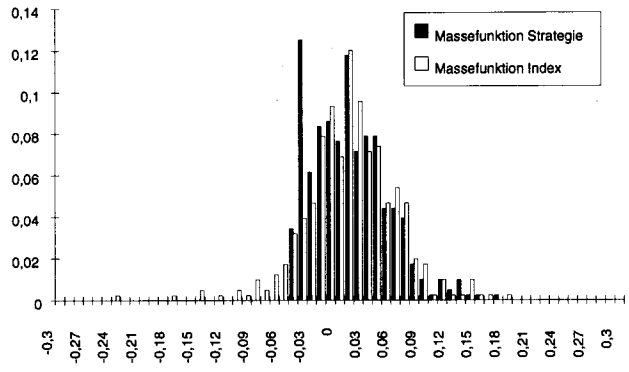
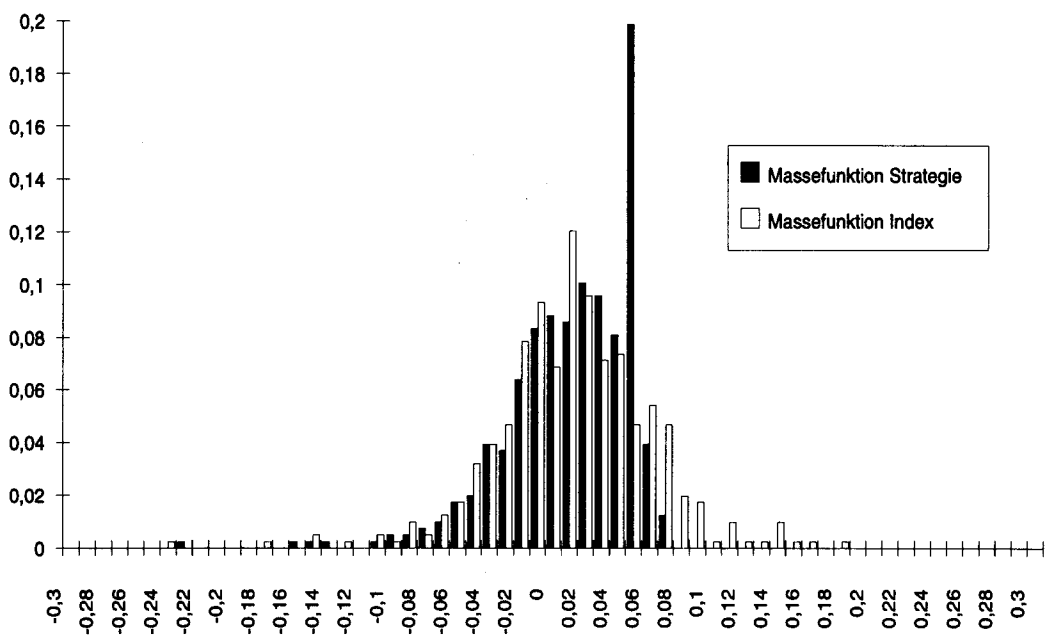


Tabelle 1: Put-Hedge-Fixed-Percentage (Target 0 % p. M.)

Basispreis	94	96	98	100	102
MW	0,6325	0,6133	0,58	0,5533	0,4974
SE	1,41	1,32	1,16	0,857	0,5063
MW/SE	0,4485	0,4646	0,50	0,6456	0,9824
SST	2,52	2,20	1,80	1,29	0,86
MW/SST	0,2510	0,2788	0,3222	0,4289	0,5784
(MW+SE)/SST	0,8105	0,8788	0,9667	1,0933	1,1671

cemaße T_0^1 bzw. T_0^2 niederschlägt. In beiden Fällen findet eine Verdopplung der Performance-Höhe statt. Die bereits in Abschnitt 2 erläuterte unterschiedliche Gewichtung der betragsmäßigen Unterschreitungen der Zielrendite bei den verwendeten alternativen Shortfall-Risikomaßen fällt hier weniger ins Gewicht, da die möglichen Abweichungen bei einer Put-Hedge-Strategie begrenzt sind. Auch bei der Verwendung des Performancemaßes T_0^4 findet einheitlich eine Performance-Verbesserung bei Erhöhung des Absicherungs niveaus statt, allerdings nur im Umfang von ca. 44%. Dies liegt darin begründet, daß die Excess-Erwartung bei zunehmendem Absicherungsnivaeu nicht in dem Maße reduziert wird wie der Rendite-Mittelwert, d.h. das Chancenpotential wird weniger vermindert als das mittlere Renditeniveau. Insgesamt bestätigt sich somit die Conclusio von ZIMMERMANN (1994, S.4), daß sich Absicherung unter der angenommenen Risikoperzeption "lohnt", also mit einer Erhöhung der jeweiligen Shortfall-Performance einhergeht. Das nächste Häufigkeitsdiagramm veranschaulicht die bei vielen institutionellen Anlegern beliebte Covered-Short-Call-Strategie (hier bei einem

Abbildung 2: Häufigkeitsdiagramm Covered-Short-Call-Fixed-Percentage 104 %



Prozentsatz des Ausübungskurses von 104 % und in rollierender Weise angewendet).

Man erkennt zunächst, daß im Unterschied zur Put-Hedge-Strategie eine Risikobegrenzung praktisch kaum stattfindet.

Die Ergebnisse der Tabelle 2 lassen sich wie folgt interpretieren: Eine Verminderung des Basispreises und damit die Erhöhung des realisierten Absicherungsniveaus geht wiederum einheitlich einher mit einer Reduktion der mittleren realisierten Rendite einerseits bzw. des Risikoniveaus gemessen an beiden Shortfall-Maßen andererseits. Während die Dimension der Reduktion hinsichtlich Mittelwert und Shortfall-Erwartung sich jedoch nicht wesentlich vom Fall des Put-Hedges unterscheidet, reduziert sich die Shortfall-Standardabweichung nur um maximal 35%. Die insgesamt erreichbare Shortfall-Performanceverbesserung auf der Basis des Maßes T_0^2 ist daher nur geringfügig. Nur die Shortfall-Standardabweichung SST_z und das auf ihrer Grundlage gebildete Shortfall-Performancemaß T_0^2 sind offenbar in der Lage, die ungenügenden Risikoreduktionseigenschaften der Covered-Short-Call-Strategie zu erfassen. Noch deutlicher wird das Bild, wenn man das Performancemaß T_0^4 betrachtet, denn hier ergibt sich einheitlich eine Performanceverschlechterung bei Erhöhung des Absicherungsniveaus. Dies bedeutet, daß eine Reduktion des Shortfall-Risikos bei der Anwendung einer Covered-Short-Call-Strategie zu teuer erkauft wird, nämlich zu Lasten des Chancen-Potentials. Erst die Verwendung der erwarteten Excess-Rendite im Zähler des Performancemaßes deckt dies auf, die traditionelle Verwendung der mittleren Rendite ist hierzu nicht in der Lage. Es ist der Vollständigkeit halber noch zu erwähnen[23], daß einige der vorstehenden Ergebnisse im Widerspruch zu den Ergebnissen von RUDOLF (1994, S. 181 ff.) stehen. RUDOLF betrachtet statische Put-Hedge-Positionen und Covered-Short-Call-Positionen auf der Grundlage eines Algorithmus von BOOKSTABER/CLARKE (1983). U.a. erhält RUDOLF als Ergebnis (S. 186), daß die mittlere Rendite von Covered-Short-Call-Positionen stets oberhalb der mittleren Rendite der ungesicherten Position[24] und diese wiederum oberhalb der mittleren Rendite der Put-Hedge-Positionen liegen. Im Falle von dynamischen Covered-Short-Call-Strategien sind unsere Ergebnisse konsistent mit den Ergebnissen von MERTON/SCHOLES/ GLADSTEIN (1978, insb. S. 211), die ebenfalls befinden "that the average returns on the fully covered strategies were below those earned on the corresponding underlying stock portfolios", und auch von BOOKSTABLER/CLARKE (1985, hier insb. Tabelle I auf S. 51) selbst. Im Falle einer statischen Covered-Short-Call-Position erhält auch FERGUSON (1993, insb. S. 74 und S. 75) auf analytischem Wege ein identisches Resultat. Auch aus einer mehr intuitiven Perspektive heraus sind die Resultate von RUDOLF problematisch, denn bezüglich den Risikomaßen Rendite-Standardabweichung, Shortfall-Erwartung und Shortfall- Standardabweichung weisen die Covered-Short-Call-Positionen einheitlich eine geringere Risikoausprägung als die ungesicherte Position auf. Man würde aus diesem Grunde somit nicht erwarten, daß die ungesicherte Position auch noch geringer rentiert. [25, 26] Zum Abschluß präsentieren wir noch das

Tabelle 2 enthält die entsprechende zahlenmäßige Auswertung

Basispreis	106	104	102	100	98
MW	0,6408	0,5992	0,5475	0,5008	0,47029
SE	1,38	1,27	1,08	0,81	0,54
MW/SE	0,4643	0,4718	0,5069	0,6183	0,8709
SST	3,08	2,94	2,71	2,39	2,00
MW/SST	0,2081	0,2038	0,2020	0,2095	0,2351
(MW+SE)/SST	0,6561	0,6358	0,6006	0,5485	0,5051

Häufigkeitsdiagramm für die rollierende Collar-Strategie mit Ausübungswerten von 96% bzw. 104% des jeweiligen DAFOX-Kurses:
Die Werte hinsichtlich der einzelnen Auswertungskriterien sind der folgenden Tabelle zu entnehmen:

Tabelle 3: Collar-Fixed-Percentage (Target 0 % p. M.)

Basispreis	94/106	96/104	98/102
MW	0,6467	0,5858	0,4933
SE	1,24	1,01	0,58
MW/SE	0,5215	0,5800	0,8505
SST	2,30	1,78	0,96
MW/SST	0,2812	0,3291	0,5138
(MW+SE)/SST	0,8203	0,8965	1,0975

Die Ergebnisse der Tabelle 3 lassen die folgenden Schlüsse zu. Eine Erhöhung des Basispreises und damit des realisierten Absicherungsniveaus führen von der Richtung her zu den gleichen Ergebnissen wie im Falle der Absicherung beim Put-Hedge. Während im Falle der mittleren Rendite eine Reduktion um maximal 23% resultiert, ist die maximale Reduktion im Falle der Shortfall-Erwartung 53% bzw. im Falle der Shortfall-Standardabweichung 58%. Die PerformanceVerbesserung bei Erhöhung des Absicherungsniveaus beträgt hinsichtlich des Performance Maßes T_0^1 maximal 63 %, hinsichtlich T_0^2 maximal 82% sowie hinsichtlich T_0^4 34%. Insgesamt "lohnt sich" wie bereits im Falle der Put-Hedge-Strategie auch im Falle von Collar-Strategien die Erhöhung des Absicherungsniveaus im Sinne einer damit einhergehenden Performanceerhöhung. Nur die Verwendung des Performancemaßes T_0^4, d.h. der erwarteten Excess-Rendite im Zähler, macht jedoch genügend deutlich, daß mit der erhöhten Absicherung auch eine deutliche Reduktion der erwarteten Excess Rendite einhergeht.
Eine zweite Art der Auswertung besteht darin, die einzelnen Strategien vertikal miteinander zu vergleichen. Die folgenden Vergleichspaare können sinnvollerweise gebildet werden:

1. Put (94 %), Call (106 %), Collar (94 %, 106 %);
2. Put (96 %), Call (104 %), Collar (96 %, 104 %);
3. Put (98 %), Call (102 %), Collar (98 %, 102 %);
4. Put (100 %), Call (100 %);
5. Put (102 %), Call (98 %).

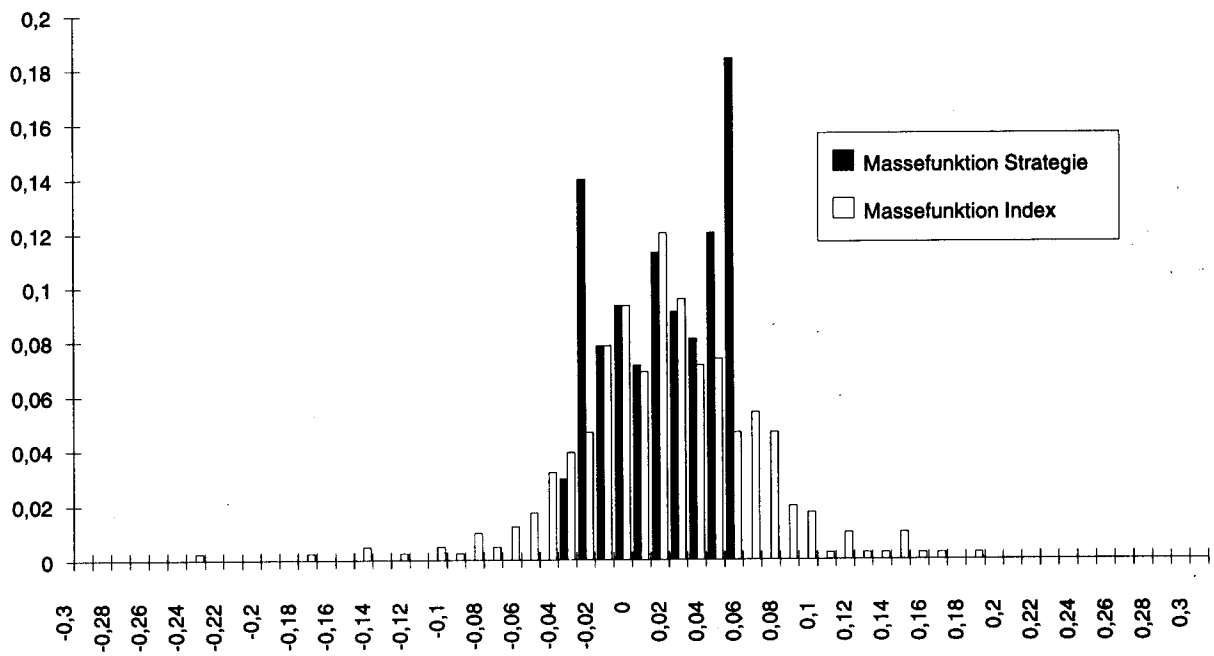
Hinsichtlich des Performancemaßes T_0^2 ergibt sich dabei einheitlich das Bild Collar > Put > Call sowie Put > Call. Betrachtet man das Performancemaß T_0^1, so gilt bei den geringeren Absicherungsniveaus die Reihenfolge Collar > Call > Put (mit nur unbedeutenden Performance-Unterschieden zwischen Call- und Put-Strategie) und im Bereich höherer Absicherungsniveaus die Konstellation Put > Call (mit recht deutlichen Performance Unterschieden). Das Performance-Maß T_0^3 muß - wie bereits aufgezeigt - das gleiche Ranking wie T_0^1 induzieren. Die durch T_0^4 generierte Reihenfolge unterscheidet sich im vorliegenden Fall nicht von der aus T_0^2 resultierenden.

6. Resumee

Insgesamt erweist sich die von ZIMMERMANN (1994) vorgeschlagene alternative Konzeption zur Performance-Messung, nämlich die Verwendung von Shortfall-Performancemaßen, auch im Falle rollierender Optionsstrategien als äußerst aussagekräftig. Lower partial moments erlauben im Unterschied zu dem traditionellen Risikomaß der Standardabweichung eine adäquate Beurteilung asymmetrischer Verteilungsfunktionen. Die Ergebnisse unserer historischen Simulation für den deutschen Finanzmarkt werfen ein ungünstiges Licht auf die bei institutionellen Anlegern recht beliebte Covered-Short-Call-Strategie. Katastrophenrisiken werden hier kaum abgesichert, was sich vor allem bei dem Shortfall-Performancemaß T_z^2 auf der Grundlage des Risikomaßes Shortfall-Standardabweichung deutlich bemerkbar macht. Der Shortfall-Erwartungswert und das darauf aufbauende Shortfall Performancemaß T_z^1 sind dagegen nicht ausreichend in der Lage, die Probleme der Covered-Short-Call-Strategie aufzudecken. Vor dem Hintergrund dieser Ergebnisse ist der Einsatz dieser Maße zu hinterfragen. Erst der Übergang zum Performan-

ce-Maß T_z^4 und damit der Berücksichtigung der erwarteten Excess-Rendite macht jedoch deutlich, daß die Reduktion des Shortfall-Risikos in diesem Falle zu teuer erkauft wird und zu stark zu Lasten des Chancen-Potentials geht. Dies legt eine stärkere Beschäftigung mit upper partial moments und darauf aufbauenden Excess - Chance / Shortfall-Risiko Performancemaßen bei künftigen Untersuchungen nahe. Put-Hedge- und Collar-Strategien weisen gemessen an den betrachteten Shortfall-Performancemaßen günstige Risikoreduktionseigenschaften relativ zum erzielten Renditemittelwert bzw. Excess-Erwartungswert auf, wobei für die Collar-Strategie eine Performance-Überlegenheit festzustellen ist.

Abbildung 3: Häufigkeitsdiagramm Collar-Strategie (96 %, 104 %)



Fussnoten

[1] Zur Unterscheidung der Ex-ante- bzw. Ex-post-Version der SHARPE-Ratio, zu ihren Konstruktionsanforderungen und zu ihren weiteren zentralen Eigenschaften vgl. allgemein SHARPE (1994).

[2] ZIMMERMANN (1994, S. 4) verwendet alternativ die Bezeichnung Schwellenrendite (Threshold Return).

[3] Hinsichtlich einer entscheidungstheoretischen Fundierung von Shortfall-Risikomaßen vgl. etwa BAWA (1975, 1978), FISHBURN (1977) oder HARLOW/RAO (1989).

[4] Dabei nehmen wir der Einfachheit halber die Existenz einer Dichtefunktion f(r) an.

[5] Die Shortfall-Wahrscheinlichkeit ist für eine solche Konstruktion nicht geeignet, vgl. zur entsprechenden Diskussion im Rahmen eines Portfolio-Optimierungs Kontextes HARLOW (1991, S. 31f).

[6] Shortfall-Erwartung und Shortfall-Varianz liegen intuitiv alternative Messungen des Ausmaßes der (potentiellen) Unterschreitung der Zielrendite zugrunde. Im ersten Falle wird das Ausmaß der Unterschreitung durch den absoluten Betrag der Unterschreitung, im letzteren Falle durch den quadrierten Betrag der Unterschreitung gemessen (insbesondere werden somit höhere Abweichungen stärker gewichtet), die Dimension ist in diesem Falle "Geldeinheit zum Quadrat", weswegen man zur Shortfall-Standardabweichung übergeht, um eine mit der Dimension des Zählers vergleichbare Dimension des Nenners zu erreichen.

[7] ZIMMERMANN (1994, S.4) verwendet alternativ die Bezeichnungen Ausfallerwartung, Ausfallvarianz bzw. Ausfallvolatilität.

[8] Vgl. zu dieser Terminologie auch ALBRECHT (1994, S.16).

[9] Dies verifiziert man durch einfaches Einsetzen der Integral-Ausdrücke gemäß (2) bzw. (4) für den Fall n = 1.

[10] Offenbar folgt aus $SE_z(R_1) = SE_z(R_2) = 0$ und $UPM_z^n(R_1) = UPM_z^n(R_2)$ für alle n, daß $R_1 \equiv R_2$, d.h. alle nicht (fast sicher) identischen Renditen lassen sich auf der Grundlage des skizzierten Verfahrens anordnen.

[11] So werden entsprechend etwa bei der Betrachtung von alternativen Put-Hedge-Strategien oder auch Collar-Strategien (hier sind nur eher geringe Abweichungen von der Zielrendite die Regel) tendenziell beide Performancemaße zu einem ähnlichen Ranking kommen. Bei dem Vergleich von Put-Hedge-Strategien mit Covered-Short-Call-Strategien werden letztere bei Anwendung des Performancemaßes (10) zurückfallen, da hier stärkere Abweichungen von der Zielrendite vorliegen. Für die Anregung zu diesem Hinweis danken wir dem Gutachter.

[12] Dies würde man insbesondere bei der Betrachtung von Put-Hedge-Strategien erwarten.

[13] Dies würde man etwa bei Covered-Short-Call-Strategien erwarten.

[14] Vgl. zu Wertsicherungsstrategien allgemein ALBRECHT/MAURER (1992) oder TOLLE (1993).

[15] Für die Programmierung der Strategien danken wir Herrn Dipl.-Kfm. ARNE RUBAN.

[16] Die alternativen Vorgehensweisen einer stochastischen bzw. einer historischen Simulation besitzen komplementäre Stärken bzw. Schwächen. Der Vorteil der historischen Simulation besteht in der Verwendung realer Daten ohne die Gefahr der Fehlspezifikation eines zugrundeliegenden stochastischen Modells, das diese Daten erzeugt. Der Nachteil der historischen Simulation besteht in der Benutzung nur eines realisierten Pfades der zugrundeliegenden theoretischen Zeitreihe ohne die Möglichkeit, die Repräsentativität dieses Pfades zu kontrollieren. Aufgrund der komplementären Stärken beider Vorgehensweisen, sollten auch beide verwendet werden, um die Performance von Vermögensanlagestrategien zu analysieren.

[17] Zur Konzeption des DAFOX vgl. GÖPPL/SCHÜTZ (1992).

[18] Im Rahmen von Standardmodellen bedeutet dies, daß der Kurs des DAFOX einem geometrischen Wiener-Prozeß folgt. Der DAFOX ist als Performanceindex konzipiert, insbesondere werden die Dividenden reinvestiert, es kann daher die BLACK/SCHOLES-Formel für dividendenlose Aktien ohne Probleme benutzt werden.

[19] Der verwendete Ansatz ist damit nur potentiell eine historische Simulation, so daß deren Vorteile gegenüber einer stochastischen Simulation nur partiell ausgeschöpft werden.

[20] Nach unserer Erfahrung mit dieser Vorgehensweise kann - je nach Marktentwicklung - der Einfluß der Höhe der risikolosen Verzinsung auf die Rendite der rollierenden Optionsstrategien substantiell sein und führt u.E. zu einer Verfälschung der Ergebnisse.

[21] Bereits zu Beginn der Strategie muß z.B. ein Teil der Aktien-Position verkauft werden, um die Put-Prämien zu finanzieren.

[22] Dies entspricht dem von SHARPE (1994, S. 50) dargestellten Übergang von der Ex-ante-SHARPE-Ratio zu der Ex-post-SHARPE-Ratio.

[23] Wir danken dem Gutachter für diesen Hinweis.

[24] Die ungesicherte DAFOX-Position weist im vorliegenden Fall einen Wert von 0.6283 hinsichtlich der mittleren kontinuierlichen monatlichen Rendite auf.

[25] So schreiben MERTON et al. (1978, S. 226): "Because

the fully covered strategies are less risky than holding the underlying stocks, one should not expect as high a return on average as from holding the stocks."

[26] Und RUDOLF (1994, S.186) selbst schreibt "In conclusion it must be emphasized that this surprising result may be due to the assumptions made in providing this algorithm."

Literaturverzeichnis

ALBRECHT, P. (1994):"Zur Konzeptualisierung von Risiko und Chance mit Anwendungen in den Finanz- und Versicherungsmärkten", in: Hübner, U., E. Helten und P. Albrecht (Hrsg.), Recht und Ökonomie der Versicherung, Karlsruhe, pp. 1-22.

ALBRECHT, P und R. MAURER (1992):"Portfolio Insurance: Strategien zur Wertsicherung von Aktien-Portefeuilles", Blätter der Deutschen Gesellschaft für Versicherungsmathematik, Band XX, Heft 3, pp. 337-362.

ALBRECHT, P, R. MAURER und T. G. STEPHAN (1995):"Ertrag und Risiko rollierender Wertsicherungsstrategien mit Optionen", Die Bank, Nr.4, pp. 238-241.

BAWA, V. (1975):"Optimal Rules for Ordering Uncertain Prospects", Journal of Financial Economics 14, pp. 359-375.

BAWA, V. (1978):"Safty First, Stochastic Dominance, and Optimal Portfolio Choice", Journal of Financial and Quantitative Analysis 13, pp. 255-271.

BOOKSTABER, R. and R. CLARKE (1983):"An Algorithm to Calculate the Return Distribution of Portfolios with Option Positions", Management Science 29, pp. 419-429.

BOOKSTABER, R.and R. CLARKE (1984):"Option Portfolio Strategies: Measurement and Evaluation", Journal of Business 57, pp. 469-492.

BOOKSTABER, R.and R. CLARKE (1985):"Problems in Evaluating the Performance of Portfolios with Options", Financial Analysts Journal, Januar/Februar 1985, S. 48-62.

FERGUSON, R. (1993): "Some Formulas for Evaluating Two Popular Option Strategies", Financial Analysts Journal, September/Oktober, pp. 71-76.

FIGLEWSKI, S., N. K. CHIDAMBARAN and S. KAPLAN (1993): "Evaluating the Performance of the Protective Put Strategy", Financial Analysts Journal, Juli/August, pp. 46-56.

FISHBURN, P.C. (1977): "Mean-Risk Analysis with Risk Associated with Below-Target Returns", American Economic Review 67, pp. 116-126.

GÖPPL, H. und H. SCHÜTZ (1992): "Die Konzeption eines Deutschen Aktienindex für Forschungszwecke", Diskussionspapier Nr. 162, Universität Karlsruhe.

HARLOW, W.V. (1991): "Asset Allocation in a Downside Risk Framework", Financial Analysts Journal, September/Oktober, pp. 28-40.

HARLOW, W.V.and R.K.S. RAO (1989): "Asset Pricing in a Generalized Mean-Lower Partial Moment Framework: Theory and Evidence", Journal of Financial and Quantitative Analysis 24, pp. 285-311.

HULL, J. (1993): "Options, Futures, and other Derivatives Securities", 2. Aufl., Englewood Cliffs N.J.

MERTON, R. C., M.S. SCHOLES and M.L. GLADSTEIN (1978): "The Returns and Risks of Alternative Call Option Portfolio Investment Strategies", Journal of Business 51, pp. 182-242.

RUDOLF, M. (1994): "Algorithms for Portfolio Optimization and Portfolio Insurance", Bern u.a.

SHARPE, W. F. (1994): "The SHARPE Ratio", Journal of Portfolio Management, Fall 1994, pp. 49-58.

TOLLE, S. W. (1993): "Dynamische Hedging Strategien mit SMI Futures", Bank- und Finanzwirtschaftliche Forschungen, Band 173, Bern-Stuttgart-Wien 1993.

ZIMMERMANN, H. (1994): "Editorial: Reward-to-Risk", Finanzmarkt und Portfolio Management 8, pp. 1-6.

ZIMMERMANN, H., C. ARCE, S. JAEGER und H.-J. WOLTER (1992): "Pensionskassen Schweiz: Neue Strategien für wachsende Leistungsansprüche", Zürcher Kantonalbank (Reihe: Wirtschaft und Gesellschaft).