LUTZ JOHANNING*

Zur Eignung des Value-at-Risk als bankaufsichtliches Risikomass

1. Einleitung

Die Regulierung der Marktrisiken im Handelsbereich der Banken hat durch die vom Basler Ausschuss für Bankenaufsicht im Januar 1996 vorgelegte „Änderung der Eigenkapitalvereinbarung zur Einbeziehung der Marktrisiken" einen vorläufigen Abschluss gefunden.[1] Danach ist es den Banken ab 1998 freigestellt, die bankaufsichtliche Mindesteigenkapitalunterlegung ihrer Marktrisiken entweder wie bisher mit dem Standardverfahren (Building-Block-Ansatz) oder mit eigenen Value-at-Risk-Modellen zu berechnen.[2] Der Value-at-Risk ist als DM-Verlust einer Handelsposition oder eines Handelsportefeuilles definiert, der innerhalb einer bestimmten Halteperiode nur mit einer geringen Wahrscheinlichkeit überschritten wird. Entscheidend für die bankaufsichtliche Anerkennung interner Modelle ist, dass die Banken eine einzige Value-at-Risk-Kennzahl für das gesamte Handelsportefeuille bestimmen, aus der dann unmittelbar die Mindesteigenkapitalanforderung abgeleitet wird. Der Value-at-Risk ist somit das einzige bankaufsichtlich anerkannte Risikomass.

Es muss untersucht werden, ob der Value-at-Risk-Ansatz zur Erreichung der bankaufsichtlichen Ziele tatsächlich geeignet ist. Dabei wird unterstellt, dass die Bankenaufsicht mit der Festlegung von Eigenkapitalnormen die Insolvenzwahrscheinlichkeit der Banken auf einem bestimmten Niveau begrenzen will, um damit einen ausreichenden Gläubigerschutz und die Stabilität des Finanzsystems zu gewährleisten. Die vorliegende Problemstellung ist in den bisherigen Untersuchungen zum Ansatz interner Modelle nur peripher berücksichtigt worden[3], obwohl sie von übergeordneter Bedeutung ist, wenn man berücksichtigt, dass die Banken aus Kostengründen ein geringeres Eigenkapital vorhalten wollen als die Bankenaufsicht.[4]

Der Beitrag weist folgenden Aufbau auf: In Abschnitt 2 wird zunächst der Zielkonflikt zwischen Bankenaufsicht und Bank bei der Höhe des vorzuhaltenden Eigenkapitals dargestellt, der Value-at-Risk genau definiert und die Berechnungsverfahren der historischen und Monte-Carlo-Simulation sowie das Basler Verfahren zur Anerkennung interner Modelle beschrieben. In Abschnitt 3 wird im Rahmen einer Beispielsrechnung für Optionspositionen gezeigt, dass der Value-at-Risk-Ansatz in der derzeitigen Konzeption der Anerkennung interner Modelle für die Bankenauf-

* Diese Arbeit stützt sich auf Teile eines von der Deutschen Forschungsgemeinschaft im Rahmen des Schwerpunktprogramms „Effiziente Gestaltung von Finanzmärkten und Finanzinstitutionen" geförderten Projekts. Ich danke den Gutachtern Herrn Prof. Hans Ulrich Buhl und Herrn Prof. Heinz Zimmermann für wertvolle Anregungen. Lutz Johanning, Seminar für Kapitalmarktforschung und Finanzierung, Ludwig-Maximilians-Universität München, Schackstr. 4, D-80539 München, Tel. ++49 - 89 - 2180 3036.

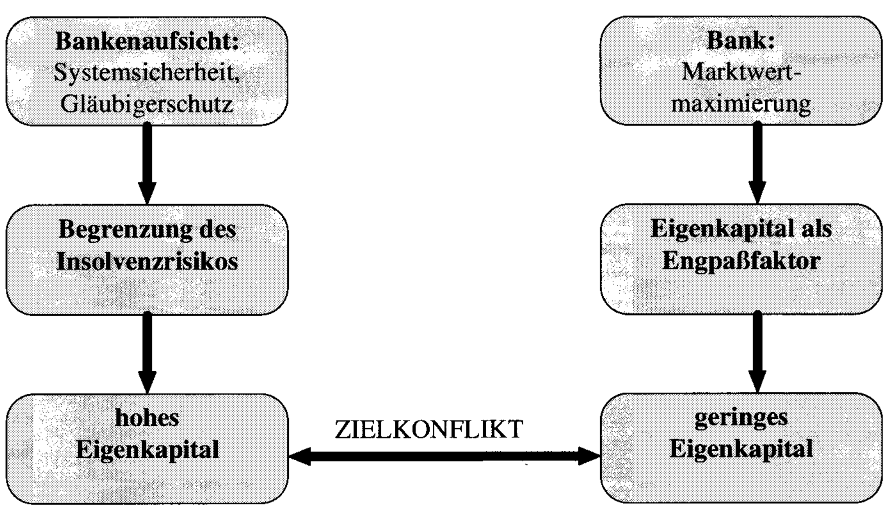
sicht ungeeignet ist, da nur die Wahrscheinlichkeit einer Value-at-Risk-Überschreitung, nicht aber die Verlusthöhe vom Value-at-Risk erfasst wird. Es werden ferner die derivativen Finanzinstrumente genauer charakterisiert, mit denen der Value-at-Risk-Ansatz unterlaufen werden kann, und die Probleme beschrieben, die in der Regulierungspraxis aufgrund der Defizite des Value-at-Risk zu erwarten sind. Ein alternatives Verfahren zur Anerkennung interner Modelle wird in Abschnitt 4 entwickelt, das zusätzlich die Verlusthöhe erfasst. In Abschnitt 5 wird ein Fazit der Überlegungen gezogen.

2. Die Anerkennung interner Modelle für die bankaufsichtliche Eigenkapitalunterlegung von Marktpreisrisiken

2.1 Zielkonflikt zwischen Bank und Bankenaufsicht bei der Höhe des vorzuhaltenden Eigenkapitals

Die Diskussion um die Eignung des Value-at-Risk als bankaufsichtliches Risikomass wird vor dem Hintergrund eines Zielkonflikts zwischen Bank und Bankenaufsicht bei der Höhe des vorzuhaltenden Eigenkapitals geführt. Es wird unterstellt, dass die Bankenaufsicht den Banken durch die Eigenkapitalnormen ein höheres Eigenkapital abverlangt als sie freiwillig halten würden. Begründet werden kann der in der Abbildung 1 dargestellte Zielkonflikt bei der Höhe des Eigenkapitals durch die unterschiedlichen Ziele von Bank und Bankenaufsicht. Das Ziel der Bankenaufsicht ist es, einen ausreichenden Gläubigerschutzes und die Sicherheit des Finanzsystems zu gewährleisten, was durch die Begrenzung der Insolvenzwahrscheinlichkeit einer Bank erreicht werden kann. Bankaufsichtliche Eigenkapitalnormen sollen die Insolvenzwahrscheinlichkeit einer Bank begrenzen, indem bestimmten Bilanzaktiva ein Mindestmass an Eigenkapital als Reinvermögen bzw. Verlustdeckungspotential gegenübergestellt wird.
Die Aufsicht fordert wegen einer möglichen Bankkrise ein Mindesteigenkapital, das den Banken eine relativ hohe tatsächliche Eigenkapitalhaltung abverlangt.[5] Die Banken, die nicht mit einer Bankkrise, sondern nur mit eigenen Insolvenzkosten kalkulieren, kommen aufgrund ihrer guten Diversifikationsmöglichkeiten aus betriebli-

Abbildung 1: Zielkonflikt zwischen Bankenaufsicht und Bank bei der Höhe des vorzuhaltenden Eigenkapitals



cher Sicht mit einem sehr geringen Eigenkapitalpuffer aus. Sie streben ihrerseits nach einer möglichst geringen tatsächlichen Eigenkapitalhaltung, wenn ihnen das Ziel der Marktwertmaximierung unterstellt und Eigenkapital als der kostspielige Engpassfaktor im Bankgeschäft angesehen wird.[6]
Die Annahme des Zielkonflikts wird durch die Beobachtung gerechtfertigt, dass bisherige Eigenkapitalnormen tendenziell bindend gewesen sind, also den Banken tatsächlich mehr an Reinvermögen abverlangt haben, als sie freiwillig halten würden.[7] Auch das Bundesaufsichtsamt für das Kreditwesen scheint bei der im Rahmen der Anerkennung interner Modelle vorzunehmenden Prüfung des Risikomanagements der Banken diesen Zielkonflikt zu unterstellen. Es ist somit zu prüfen, ob die Banken ihr Eigenkapital vermindern können, ohne dass dies vom Value-at-Risk-Ansatz entdeckt werden kann. Diese Prüfung erfolgt in Abschnitt 3.

2.2 Definition des Value-at-Risk und die Basler Regelungen zur Anerkennung interner Modelle

Der in t ermittelte Value-at-Risk VaR_t ist als DM-Verlust einer Handelsposition definiert, der nur mit einer vorgegebenen, geringen Wahrscheinlichkeit p während einer bestimmten Haltedauer H überschritten wird.[8] Er wird für beliebige Verteilungen bei Existenz durch die Inverse der Verteilungsfunktion der Marktwertänderungen an der Stelle p ermittelt:[9]

$$VaR_t = -F^{-1}(p, \Delta V_t), \tag{1}$$

mit ΔV_t als Gewinne bzw. Verluste (Marktwertänderung)[10] der Handelsposition in der Haltedauer H. In den Simulationsrechnungen der Abschnitte 3 und 4 wird der Value-at-Risk mit der historischen Simulation berechnet, bei der unabhängig und identisch bzw. stationär verteilte Marktwertänderungen unterstellt werden. Der Value-at-Risk ergibt sich dann als negativer Wert des p-Quantils der historisch ermittelten Häufigkeitsverteilung der Marktwertänderungen.[11]

$$VaR_t = -\Delta V(p)_t . \tag{2}$$

Die Anerkennung der Value-at-Risk-Modelle zur Ermittlung der bankaufsichtlichen Eigenkapitalunterlegung macht der Basler Ausschuss für Bankenaufsicht von der Einhaltung qualitativer und quantitativer Kriterien abhängig.[12] Zu den qualitativen Kriterien gehört u.a., dass die Banken systematische und umfassende Krisentests für ihre Handelsportefeuilles durchführen müssen. Dabei ist insbesondere zu prüfen, ob das Eigenkapital hohe Verluste abdeckt.
Der Value-at-Risk ist nach den Vorgaben des Basler Ausschusses für ein einseitiges Konfidenzniveau von 99% und für eine zehntägige Haltedauer zu ermitteln. Der historische Betrachtungszeitraum, der der Value-at-Risk-Berechnung zu Grunde liegt, muss mindestens ein Jahr betragen. Die Eigenkapitalanforderung für das Marktrisiko, die am Tag t ermittelt wird, entspricht dem höheren von zwei Werten, nämlich dem Durchschnitt der Value-at-Risk-Werte der letzten sechzig Geschäftstage, multipliziert mit einem Multiplikator M_t, oder dem einfachen Value-at-Risk-Wert VaR_t. Die Unterlegung für Marktrisiken insgesamt und für spezifische Risiken bei Aktien- und Zinsinstrumente, SR_t, ergibt sich als[13]

$$EK_{I,t} = \mathrm{Max}\left[\frac{M_t}{60} \cdot \sum_{s=1}^{60} VaR_{t-s+1}, VaR_t\right] + SR_t . \tag{3}$$

Der Multiplikator M_t wird von der nationalen Aufsichtsbehörde festgelegt. Er errechnet sich als:

$$M_t = (3 + Z_t) . \tag{4}$$

Der Zuschlag Z_t nimmt Werte zwischen 0 und 1 an. Die Höhe hängt vom Grad der Einhaltung der qualitativen Standards und vom Ergebnis eines

Tabelle 1: Zuschlagsfaktoren in Abhängigkeit von der Anzahl der Ausnahmen

	Anzahl der Ausnahmen	Zuschlags-faktoren Z_t
Grüne Zone	0 bis 4	0
Gelbe Zone	5	0,4
	6	0,5
	7	0,65
	8	0,75
	9	0,85
Rote Zone	10 und mehr	1

Backtestings (Rückvergleichs) der Prognosequalität des Modells ab. Das Backtesting ist vierteljährlich für die Werte eines zurückliegenden Jahres (etwa 250 Tage) durchzuführen, so dass bei einem Value-at-Risk für ein 99%iges Konfidenzniveau mit durchschnitlich 2,5 Value-at-Risk-Überschreitungen zu rechnen ist. Es werden drei Zonen definiert, in denen es zu unterschiedlich hohen Zuschlägen kommen kann (Tabelle 1).

Die Höhe der Zuschläge wird also alleine durch die bei einem Backtesting-Termin festgestellte Häufigkeit der Value-at-Risk-Überschreitungen bestimmt. Die Verlusthöhe bleibt wie beim Value-at-Risk-Ansatz unberücksichtigt.

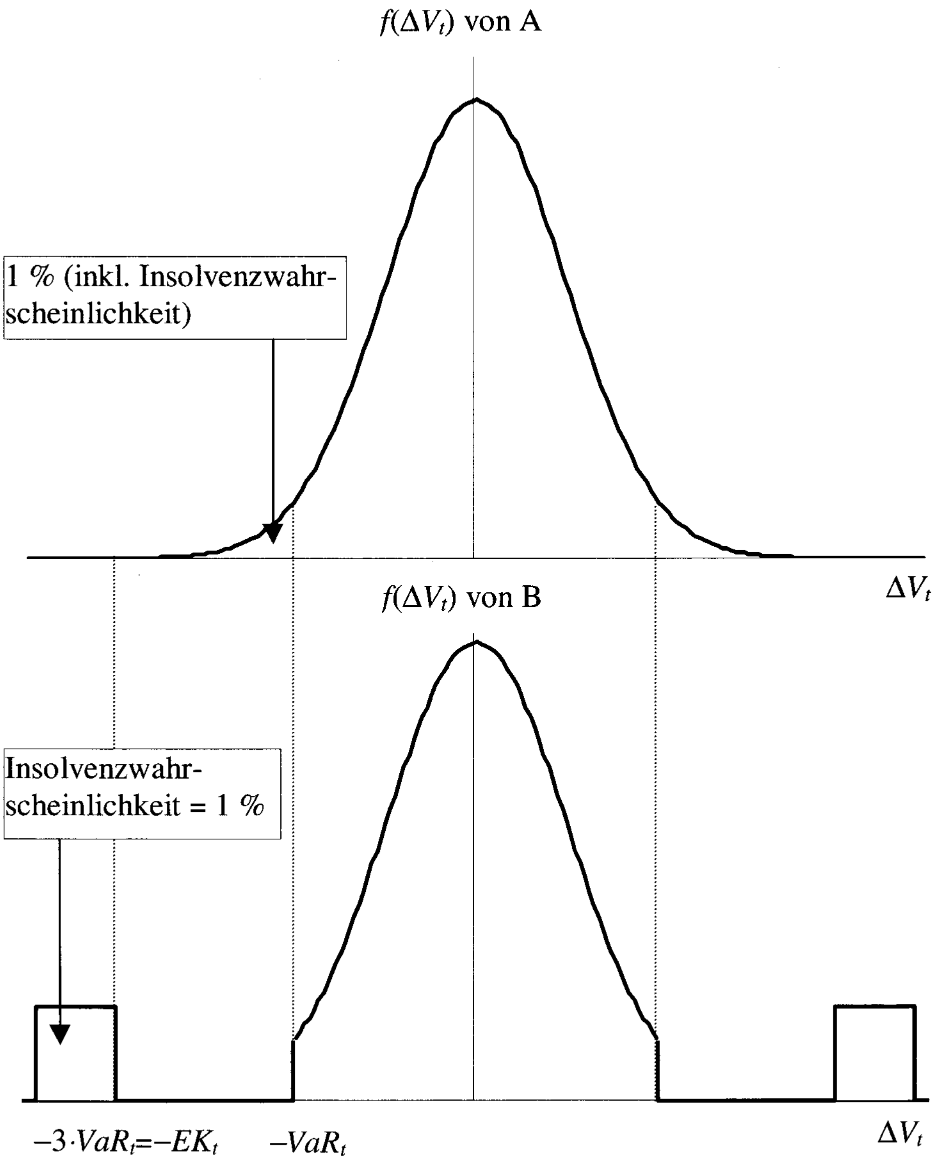
3. Der Value-at-Risk als bankaufsichtliches Risikomass

3.1 Vernachlässigung der Verlusthöhe

Die Definition des Value-at-Risk in Abschnitt 2 zeigt, dass der Risikowert durch die Überschreitungswahrscheinlichkeit p, also durch das 0-te Moment der Wahrscheinlichkeitsdichte der Marktwertänderungen bestimmt wird. Höhere Momente wie beispielsweise die Verlusthöhe werden vom Value-at-Risk nicht gemessen.[14] In diesem Abschnitt wird gezeigt, dass die Verlusthöhe eine wichtige bankaufsichtliche Risikokomponente darstellt, insbesondere wenn die Mindesteigenkapitalanforderung über den Multiplikator berechnet wird. Ausgangspunkt der Überlegungen ist[15], dass das Basler Verfahren ein Erfassungsniveau von 99% des von der Bank berechneten Value-at-Risk gewährleisten soll. Indiziert das Ergebnis des Backtesting die Einhaltung dieses Niveaus, dann erfolgen auch bei sehr hohen Verlusten keine besonderen Strafmassnahmen. Mögliche Sanktionen hängen – wenn von der Nichteinhaltung der qualitativen Standards abgesehen wird – allein davon ab, wie oft in einem vorgegebenen Beobachtungszeitraum die Handelsverluste die Value-at-Risk-Werte überschreiten. Diese Vorgehensweise erscheint problematisch, da die Verteilung oberhalb des Value-at-Risk für die Solvenzsicherung und damit für die Bankenaufsicht eine entscheidende Information darstellen sollte.

Zur Illustration dieses Effektes sei die folgende Extremsituation unterstellt. Eine Bank kann zwischen zwei Anlagealternativen A und B wählen, die bis auf beide Enden identische und symmetrische Verteilungen der Ergebnisse aufweisen (siehe Abbildung 2).[16] Der Value-at-Risk werde nach der Methode der historischen oder der Monte-Carlo-Simulation für ein Konfidenzniveau von 99% ermittelt. Für beide Verteilungen wird ein identischer Value-at-Risk und folglich auch dieselbe Mindesteigenkapitalanforderung ermittelt.[17] Bei beiden Verteilungen wird im Durchschnitt alle einhundert Tage der Handelsverlust den Value-at-Risk überschreiten, das Ausmass der Überschreitung ist aber bei der Verteilung B durchschnittlich grösser als bei A. Im Szenario B würde sogar jede Überschreitung die Insolvenz der Bank bedeuten. Die Insolvenzwahrscheinlichkeit bei der Verteilung B wäre damit um einige Zehnerpotenzen höher als bei der Verteilung A. Der Basler Ansatz eignet sich also ganz allgemein nicht dazu, die Insolvenzwahrscheinlichkeit der Banken auf ein bestimmtes – von der Aufsicht gewünschtes – Niveau zu begrenzen.

Abbildung 2: Unterschiedlich riskante Ergebnisverteilungen bei gleichem Value-at-Risk

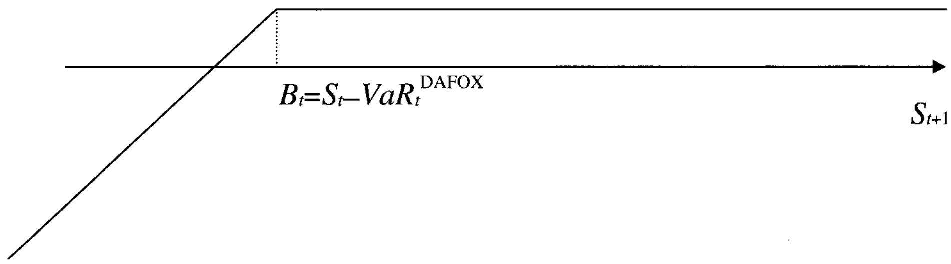


VaR_t kennzeichnet den Value-at-Risk, EK_t die Mindesteigenkapitalunterlegung, die in diesem Fall der tatsächlichen Eigenkapitalhaltung entspricht, ΔV_t die Marktwertänderung der Handelsposition und $f(\Delta V_t)$ die Wahrscheinlichkeitsdichte der Verteilungen A und B.

3.2 Beispiel: Portefeuille aus DAFOX und VaR-Puts

Extreme Verteilungen wie in der Abbildung 2 können durch den Einsatz von speziellen – an den Märkten tatsächlich handelbaren – europäischen Optionen leicht konstruiert werden. Solche Optionen werden nachfolgend Value-at-Risk-Optionen (kurz: VaR-Optionen) genannt.[18] Anhand eines Beispiels wird dokumentiert, wie sich der Value-at-Risk und die Eigenkapitalwerte für drei unterschiedliche Portefeuilles durch den Einsatz von VaR-Optionen verändern lassen.

Abbildung 3: Gewinn- und Verlustdiagramm eines Short-VaR-Puts bei Endfälligkeit in t + 1



1. Das Portefeuille 1 enthält an jedem Tag des Untersuchungszeitraumes eine Position im DAFOX[19] in Höhe eines Marktwertes von $S_t = 1$ DM.
2. Das Portefeuille 2 enthält zusätzlich europäische Long-Puts auf den Marktwert des Portefeuilles von 1 DM mit der Laufzeit T von einem Tag und dem Basiskurs B_t in t in Höhe des um den Value-at-Risk des DAFOX geminderten Marktwertes der Position, also $B_t = S_t - VaR_t^{DAFOX}$. Ein solcher Put wird Value-at-Risk-Put (kurz: VaR-Put) genannt.
3. Das Portefeuille 3 enthält neben der DAFOX-Position Short-VaR-Puts.

Zunächst wird das Gewinn- und Verlustdiagramm eines Short-VaR-Puts in Abbildung 3 betrachtet. Ein Short-VaR-Put ist bei Endfälligkeit in t + 1 „out of the money“, wenn der Value-at-Risk überschritten ist, wenn also $S_{t+1} < B_t$ ist. In diesem Fall würde ein Long-VaR-Put „in the money“ sein. Die Portefeuilles verzeichnen bei einer Überschreitung des Value-at-Risk für die DAFOX-Position einen Gesamtverlust ΔV in Höhe des Verlustes $\Delta V_D = S_{t+1} - S_t$, der aus der DAFOX-Position resultiert, zuzüglich der Marktwertänderung des VaR-Puts,

$\Delta V_P = \left[q \cdot \left((B_t - S_{t+1}) - P \cdot r^T\right)\right]$, mit q als Anzahl der VaR-Puts (q > 0 bei Long-VaR-Puts, q < 0 bei Short-VaR-Puts und q = 0 für die einfache DAFOX-Position), P der Optionsprämie, r als Aufzinsungsfaktor r = 1 + i (i als risikoloser Zins) und T als Haltedauer des Value-at-Risk und Laufzeit der Option. Wird der Value-at-Risk der DAFOX-Position nicht überschritten, ergibt sich die Gesamtmarktwertänderung der Portefeuilles aus der DAFOX-Position ΔV_D. Beim Short- (Long-) VaR-Put wird in diesem Fall nur die Prämie verdient (verloren) $\Delta V_P = -q \cdot P \cdot r^T$. Insgesamt ergibt sich für die Marktwertänderung der Portefeuilles:

$$\Delta V = \Delta V_D + \Delta V_P = \begin{cases} (S_{t+1} - S_t) + q \cdot \left(B_t - S_{t+1} - P \cdot r^T\right) & \text{für } S_{t+1} < B_t \\ (S_{t+1} - S_t) - q \cdot P \cdot r^T & \text{für } S_{t+1} \geq B_t. \end{cases} \tag{5}$$

Nachfolgend wird zunächst das Portefeuille 3 betrachtet, das sich aus der DAFOX-Position und einem Short-VaR-Put zusammensetzt. Da der Basispreis in Höhe des Marktwertes $S_t - VaR_t^{DAFOX}$ gewählt ist, ist die Option bei Endfälligkeit nur mit der geringen Wahrscheinlichkeit von p = 1% „out of the money“, mit der auch der Value-at-Risk überschritten wird. Der Value-at-Risk bleibt also gegenüber der DAFOX-Position fast unverändert, nur die Höhe der Value-at-Risk-Überschreitung steigt an, da zusätzlich zum Verlust aus der DAFOX-Position $S_{t+1} - B_t$ verloren wird. Da die Prämie bereits beim Verkauf der Option eingenommen wird, führt diese in t + 1 zu einer sicheren Zusatzeinnahme von $P \cdot r^T$ pro Put. Eine Bank, die einen Put auf ihr gesamtes Handelsportefeuille (DAFOX) verkauft, kann eine Zusatzeinnahme gegen die Gefahr erzielen, bei einer Value-at-Risk-Überschreitung einen höheren Verlust als im Vergleich zur einfachen DAFOX-Position zu erleiden. Der Value-at-Risk selbst und damit die Mindesteigenkapitalanforderung fällt im Vergleich zur einfachen DAFOX-Position sogar leicht, da die sicher eingenommene Prämie bewirkt, dass die Ergebnisverteilung insgesamt nach rechts verschoben und der Teil der Verteilung unterhalb von B_t nach links verrückt wird. Umgekehrt steigt bei einer mit einem Long-VaR-Put abgesicherten DAFOX-Position (Portefeuille 2) der Value-at-Risk wegen der zu zahlenden Prämie leicht. Rein theoretisch könnte die Mindesteigenkapitalanforderung dadurch sogar geringfügig ansteigen.

Die Value-at-Risk-Werte für alle drei Portefeuilles werden im folgenden mit dem Verfahren der historischen Simulation auf Basis eines Betrachtungszeitraumes von K = 1000 Tagen für den Untersuchungszeitraum vom 01.01.1974 bis 29.12.1995 berechnet.[20] Der Value-at-Risk wird mit der Gleichung(2) bestimmt. Die Eigenkapitalanforderung wird dabei nicht nach dem Basler Ansatz zur Anerkennung interner Modelle, sondern für Value-at-Risk-Werte bei einem 99%igen Konfidenzniveau, aber mit einer ein- statt einer zehntägigen Haltedauer ermittelt. Dafür wird der Multiplikator um den Faktor $\sqrt{10}$ erhöht, so dass sich ein Gesamtmultiplikator von

$$M_t = (3 + Z_t) \cdot \sqrt{10} \qquad (6)$$

ergibt.[21] Die Prämien der Puts in t werden mit der Black/Scholes-Optionspreisformel ermittelt.[22] Der aktuelle Kurs (Marktwert) S_t beträgt an jedem Tag der Untersuchung 1 DM. Der Aufzinsungsfaktor r wird mit 1,07 und die Laufzeit der Option T, die mit der Haltedauer H des Value-at-Risk übereinstimmt, mit 1 Tag angesetzt.[23] Die annualisierte Standardabweichung der Aktienrendite $\sigma_{J,t} = \sigma_t \cdot \sqrt{360}$ wird aus der täglichen Standardabweichung σ_t auf Basis der letzten 1000 Marktwertänderungen geschätzt. Die gesamte Marktwertänderung der Portefeuilles in t + 1 ergibt sich bei jedem Kurs des DAFOX im historischen Betrachtungszeitraum K durch die Gleichung (5).

Das Mindesteigenkapital nach dem Standardverfahren (Delta-Plus-Ansatz) für die Portefeuilles mit Optionen berücksichtigt das Markt- und spezifische sowie das Delta-, Gamma- und Vegarisiko. Bei der Mindesteigenkapitalanforderung nach dem Ansatz interner Modelle wird das spezifische Risiko ebenfalls berücksichtigt. Die Eigenkapitalunterlegung wird mit dem vollen Betrag des nach dem Standardverfahren errechneten Eigenkapitals angesetzt, nimmt also an jedem Tag des Untersuchungszeitraumes den maximalen Wert von 0,02 an.[24]

Die Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse der historischen Simulation für Portefeuilles bei unterschiedlicher Anzahl von Long- und Short-VaR-Puts. Die Ergebnisse für die DAFOX-Position befinden sich in der Zeile für 0 VaR-Puts.[25]

Die Simulationsergebnisse bestätigen die theoretischen Überlegungen. Die DAFOX-Position weist im Untersuchungszeitraum einen durchschnittlichen Value-at-Risk von 0,022957 auf, was einer durchschnittlichen Eigenkapitalanforderung (EK^{Basel}) von 0,255908 entspricht. Das Eigenkapital ist damit etwa 2,5 mal so hoch wie nach dem Standardverfahren, es wird aber dafür nicht einmal von den eintägigen Verlusten aufgezehrt ($EÜ^{Basel}$), während beim Standardverfahren genau eine Eigenkapitalüberschreitung ($EÜ^{SV}$) beobachtet wird (beim Börsencrash am 16.10.1989).

Mit einer zunehmenden Anzahl von Short-VaR-Puts nimmt wegen der vereinnahmten, aufgezinsten Putprämien der durchschnittliche Value-at-Risk und damit das durchschnittliche Gesamteigenkapital ab. Der Anteil der tatsächlich vom Value-at-Risk abgedeckten Verluste (PA) bleibt von diesen Effekten gänzlich unberührt und folglich auch die im Backtesting ermittelten Zuschlagsfaktoren. Die niedrigere durchschnittliche Mindesteigenkapitalanforderung wird durch einen starken Anstieg der durchschnittlichen Value-at-Risk-Überschreitungshöhe (UH) „erkauft". Diese steigt von 1,388 bei der DAFOX-Position auf 5,295 beim Portefeuille, das zusätzlich 10 Short-VaR-Puts enthält. Diese Zunahme äussert sich auch in der Anzahl der Aufzehrungen des Gesamteigenkapitals durch die eintägigen Verluste (EÜ^{Basel}), die auf 10 (15 beim Standardverfahren) ansteigt. Rein theoretisch könnte die Eigenkapitalanforderung durch den Verkauf von VaR-Puts ganz auf Null reduziert werden, wodurch die Anzahl der Eigenkapitalaufzehrungen maximal bis auf die Anzahl der Value-at-Risk-Überschreitungen (im Beispiel 73 von 4247 Tagen, was einer Häufigkeit von 0,017189 entspricht) – ansteigen könnte. Ein solches – aus Sicht der Bankenaufsicht hoch riskantes – Verhalten kann vom Basler Ansatz nicht entdeckt werden, weil der Value-at-Risk und das Basler Backtesting-Verfahren nur die Häufigkeit, nicht aber die Ergebnisverteilung oberhalb des Value-at-Risk erfassen. Beim Kauf eines VaR-Puts steigt durch die zu zahlenden Putprämie der durchschnittliche Value-at-Risk geringfügig (von 0,022957 auf 0,022972). Die Eigenkapitalanforderung sinkt aber dennoch, da der Value-at-Risk nicht überschritten wird und somit der durchschnittliche Zuschlag (DZ) 0 beträgt. Dieser weist bei der einfachen DAFOX-Position

Tabelle 2: Ergebnisse der historischen Simulation für ein Portefeuille aus DAFOX und unterschiedlicher Anzahl von VaR-Puts

VaR-Puts	VaR	PA	UH	DZ	EK^{SV}	EK^{Basel}	EÜ^{SV}	EÜ^{Basel}
–10	0,022806	0,983047	5,29539	0,257806	0,177747	0,254411	15	10
–9	0,022821	0,983047	4,902466	0,257806	0,169972	0,254561	15	8
–8	0,022836	0,983047	4,510033	0,257806	0,162197	0,25471	14	7
–7	0,022851	0,983047	4,11809	0,257806	0,154423	0,25486	12	5
–6	0,022866	0,983047	3,726635	0,257806	0,146648	0,25501	12	5
–5	0,022881	0,983047	3,335667	0,257806	0,138873	0,255159	10	1
–4	0,022896	0,983047	2,945185	0,257806	0,131099	0,255309	9	1
–3	0,022911	0,983047	2,555186	0,257806	0,123324	0,255459	9	1
–2	0,022927	0,983047	2,165669	0,257806	0,115549	0,255608	7	0
–1	0,022942	0,983047	1,776634	0,257806	0,107775	0,255758	4	0
0	0,022957	0,983047	1,388078	0,257806	0,1	0,255908	1	0
1	0,022972	1	0	0	0,100496	0,237569	0	0
2	0,019227	0,988227	1,088011	0,134672	0,100992	0,210956	0	0
10	0,018333	0,991523	1,115336	0,071686	0,104958	0,198921	0	0

Bei den angegebenen Werten handelt es sich um Durchschnittswerte für die Zeit vom 02.01.1979 bis zum 29.12.1995. VaR= durchschnittlicher Value-at-Risk, PA = tatsächlich vom Value-at-Risk abgedeckte Verluste (Erfassungsniveau), UH = Value-at-Risk-Überschreitungshöhe (negativer Quotient aus Verlust und Value-at-Risk), DZ = durchschnittlicher Zuschlag nach Basler Backtesting, EK^{SV} = Gesamteigenkapitalunterlegung nach dem Standardverfahren, EK^{Basel} = Gesamteigenkapitalunterlegung nach internen Modellen, EÜ^{SV} = Überschreitungen des Eigenkapitals nach dem Standardverfahren von eintägigen Verlusten, EÜ^{Basel} = Überschreitungen des Eigenkapitals nach internen Modellen von eintägigen Verlusten.

einen durchschnittlichen Wert von 0,257806 auf. Das Absichern des Portefeuilles mit einem VaR-Put wird also beim Basler Verfahren belohnt, weil der Multiplikator durch die auf Null reduzierten durchschnittlichen Zuschläge geringer ist. Beim Kauf weiterer VaR-Puts wird der Value-at-Risk erheblich gemindert. Somit zeigt sich, dass sowohl der Käufer als auch der Verkäufer eines VaR-Puts Eigenkapital sparen können.

Das Standardverfahren führt im Gegensatz zum Verfahren der historischen Simulation zu einer Erhöhung der Eigenkapitalanforderung beim Verkauf von VaR-Puts. Dieser Anstieg fällt wegen der kleinen Delta-, Gamma- und Vegawerte bei weit aus dem Geld liegenden Optionen[26] relativ gering aus, so dass selbst bei 10 Short-VaR-Puts eine mit 0,177747 geringere Eigenkapitalanforderung als bei der historischen Simulation besteht. Somit kann mit dem Standardverfahren das Risiko von Short-VaR-Puts zwar erkannt werden, die derzeitige Ausgestaltung des Delta-Plus-Verfahrens bietet aber keinen genügenden Verlustpuffer, was sich in den 15 Eigenkapitalüberschreitungen bei zehn Short-VaR-Puts äussert.

3.3 Charakterisierung von Value-at-Risk-Optionen

Die im Beispiel aufgezeigten Effekte können nicht nur durch den Einsatz von VaR-Puts, sondern auch durch Short-Value-at-Risk-Calls mit hohem Basispreis erzielt werden.[27] Im einfachsten Fall kreiert die Bank OTC-Derivate mit dem gesamten Handelsportefeuille als Underlying und geringem Basispreis bei Puts bzw. hohem Basispreis bei Calls. Auch börsengehandelte Produkte erfüllen i.d.R. die Eigenschaften von Value-at-Risk-Derivaten. Entscheidend ist, dass der Basispreis bei Puts B_t^{Put} immer kleiner gleich der Differenz aus Marktwert des Underlying $S_t^{Underlying}$ und Value-at-Risk der Long-Underlying-Position $VaR_t^{Long\text{-}Underlying}$ ist:

$$B_t^{Put} \leq S_t^{Underlying} - VaR_t^{Long\text{-}Underlying}. \tag{7}$$

Bei Short-Calls muss der Basispreis B_t^{Call} immer grösser gleich der Summe von Marktwert des Underlying $S_t^{Underlying}$ und Value-at-Risk der Short-Underlying-Position $VaR_t^{Short\text{-}Underlying}$ sein:

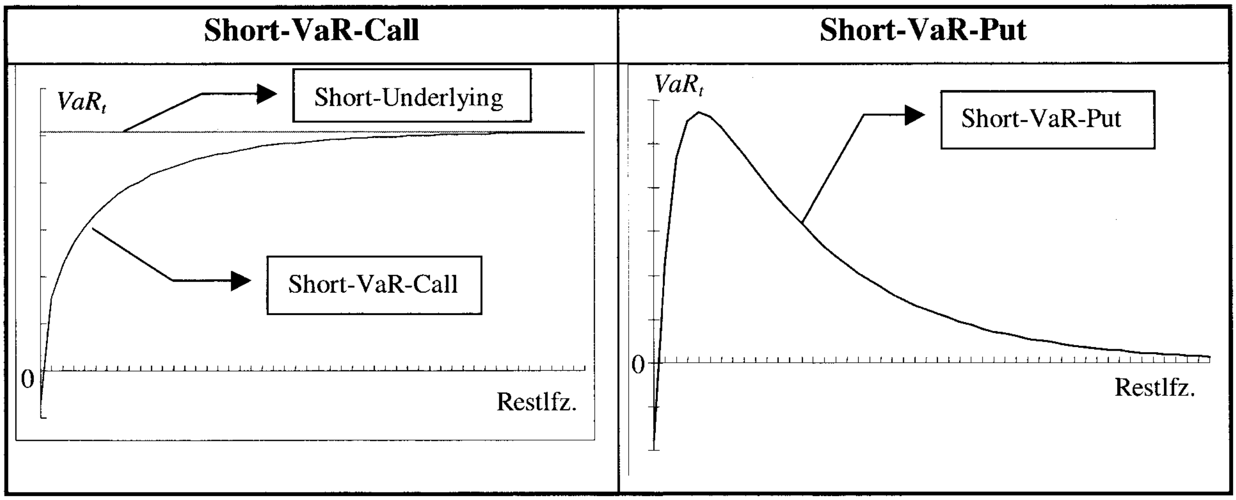
$$B_t^{Call} \geq S_t^{Underlying} + VaR_t^{Short\text{-}Underlying}. \tag{8}$$

Optionen mit solchen Basispreisen haben einen negativen Value-at-Risk[28] und vermindern somit den Value-at-Risk des bestehenden Portefeuilles. Dabei ist die Wahl des Underlying der Optionen irrelevant. Das Underlying kann einen beliebigen Zusammenhang zum bestehenden Portefeuille aufweisen. Value-at-Risk-Optionen können somit sehr einfach identifiziert werden, indem nur geprüft wird, ob der Value-at-Risk der Option negativ ist.

Value-at-Risk-Optionen müssen eine kurze Laufzeit in Höhe der Haltedauer des Value-at-Risk aufweisen. Dies verdeutlicht die Abbildung , die den Verlauf der Value-at-Risk-Werte für einen Short-VaR-Put und Short-VaR-Call in Abhängigkeit von der Laufzeit der Optionen bei unveränderten anderen Optionsbewertungsfaktoren zeigt. Zu erkennen ist, dass nur bei einer sehr kurzen Laufzeit, die der Haltedauer entspricht, der Value-at-Risk negativ ist.[29]

Die soweit beschriebenen Effekte sind bei fairer Optionsbewertung abgeleitet worden und treten immer ein, sobald die Value-at-Risk-Optionen einen positiven Wert aufweisen und die Bank somit eine Prämie einnehmen kann. Für die Praxis muss geprüft werden, ob solche Fälle relevant sein können. Bei – wie im Handelsbereich der Banken üblich – eintägiger Haltedauer der Value-at-Risk-Berechnung sind solche Effekte unwahrscheinlich, da durch den Verkauf von Optionen mit einer Laufzeit von einem Tag und geringen bzw. hohen Basispreisen i.d.R. keine Prämie eingenommen werden kann. Bei einer vom Basler Ausschuss geforderten zehntägigen Haltedauer sind diese Effekte wahrscheinlicher, da die Value-at-Risk-

Abbildung 4: Value-at-Risk-Werte eines Short-VaR-Calls und Short-VaR-Puts in Abhängigkeit von der Restlaufzeit



Optionen dann tatsächlich an den Börsen gehandelt werden.
In der obigen Beispielsrechnung liegt der durchschnittliche Basispreis der Value-at-Risk-Puts etwa 2,30% unter dem Marktwert der DAFOX-Position. Wird wie beim Basler Ansatz zur Anerkennung interner Modelle eine zehntägige Haltedauer unterstellt, so liegen die Basispreise vergleichbarer Value-at-Risk-Puts um etwa 7,3% unter dem Marktwert des Underlying.[30] Somit fällt selbst ein Teil der an der DTB gehandelten Optionen in die Kategorie der Value-at-Risk-Optionen. Beispielsweise seien hier die am Freitag, den 7.3.1997, an der DTB gehandelten Put-Optionen auf den DAX mit Fälligkeitstermin März 1997 (Restlaufzeit zwei Wochen) genannt. Der DAX notierte an diesem Tag bei 3.419,81, so dass davon ausgegangen werden kann, dass Puts mit Basispreisen kleiner als 3.170≈3.419,83·(1–0,073) Value-at-Risk-Optionen darstellen. In 16 der insgesamt 33 Kontrakte mit Basispreisen kleiner als 3.170 wurden am 7.3.1997 an der DTB Umsätze getätigt.[31] Somit hätte der Verkauf dieser Optionen unabhängig vom bestehenden Handelsportefeuille zu einer Senkung des Value-at-Risk für eine zehntägige Haltedauer beigetragen, wenn der Value-at-Risk mit der historischen oder der Monte-Carlo-Simulation berechnet wird.[32]

3.4 Implikationen für die Regulierungspraxis

Plausibel ist, dass in der obigen Beispielsrechnung durch den Kauf von Puts der Value-at-Risk des Portefeuilles und damit die Eigenkapitalanforderung reduziert wird. Hierbei handelt es sich um eine klassische Portfolio-Insurance.[33] Positiv zu bewerten ist, dass der Basler Ansatz zur Anerkennung interner Modelle ein Absichern des Portefeuilles durch die Reduktion der Zuschläge auf Null belohnt. Risikoaverse Banken haben somit einen zusätzlichen Anreiz zur Absicherung ihres Portefeuilles.
Durch den Verkauf von VaR-Puts kann der Value-at-Risk und die Eigenkapitalanforderung zwar gemindert werden, im going-concern ist deshalb

aber nicht von einem massiven Verkauf solcher Puts auszugehen, wenn der Bank Risikoaversion unterstellt wird. Die Annahme der Risikoaversion kann für den normalen Geschäftsbetrieb der Banken als erfüllt angesehen werden. Durch den Verkauf von Puts steigt die maximale Verlusthöhe und damit die Wahrscheinlichkeit einer Insolvenz. Wenn die Insolvenz mit Kosten für die Bank bzw. Bankeignern verbunden ist, besteht aus Sicht der Bank eine Aversion gegen hohe – durch den Verkauf von Puts induzierte – Verluste.[34] Der Verkauf von VaR-Puts ist deshalb für eine risikoaverse Bank nicht lohnend, auch wenn bei positiver erwarteter Risikoprämie des Marktes eine solche Anlage einen positiven Erwartungswert aufweist.[35]

Wenn aber der Überschuldungszustand der Bank eingetreten ist, kann die Bank durch den Verkauf von Value-at-Risk-Puts in ein „gamble for resurrection“ eintreten, indem sie die vereinnahmten Put-Prämien ausschliesslich zum Kauf von Calls verwendet. Bei einem solchen risk-shifting profitiert die Bank von hohen Gewinnen. Hohe Verluste hätte sie im Konkursfall bei begrenzten Haftung nicht zu tragen.[36] Das Risiko einer solchen risk-shifting-Strategie kann vom Value-at-Risk-Ansatz nicht gemessen werden.[37] Der Value-at-Risk-Ansatz versagt also gerade in dem für die Bankenaufsicht relevanten Fall.

Der Zusammenbruch der britischen Investmentbank Barings, ist ein Beispiel für ein solches „gamble for resurrection“. Entscheidend für den Zusammenbruch der Investmentbank war die grosse (nicht autorisierte) Short-Strangle-Position auf den Nikkei-Index, die der Wertpapierhändler Nick Leeson vor dem Erdbeben in Kobe, Japan, am 17.1.1995 aufgebaut hatte. Als diese Position im Zuge des Kursrutsches des Nikkeis nach dem Erdbeben grosse Verluste aufwies, kaufte Leeson massiv Futures auf den Nikkei. Dabei wollte er entweder einen Anstieg des Marktes induzieren oder auf steigende Kurse als technische Reaktion auf den ökonomisch nicht begründeten Kursverfall spekulieren, um somit die Verluste der Strangle-Position zu kompensieren. Da der Nikkei weiter fiel und damit weitere Verluste entstanden, wurde der Konkurs von Barings ausgelöst.[38]

Der Verkauf von VaR-Optionen ist aus der Sicht der Bankenaufsicht unerwünscht, da – wie im Abschnitt 2 gezeigt wurde – die dadurch ansteigende maximale Verlusthöhe bankaufsichtliches Risiko darstellen kann. Der Value-at-Risk ist somit als bankaufsichtliches Risikomass ungeeignet, v.a. dann, wenn die Mindesteigenkapitalanforderung durch das Dreifache des Durchschnitts der Value-at-Risk-Werte der letzten sechzig Geschäftstage bestimmt wird und die Banken tatsächlich nur die Mindesteigenkapitalanforderungen vorhalten. Die Insolvenzwahrscheinlichkeit steigt nicht, wenn die Mindesteigenkapitalanforderung dem einfachen Value-at-Risk-Wert entspricht. Daraus ist aber nicht die Forderung abzuleiten, die Mindesteigenkapitalanforderung generell dem Value-at-Risk gleichzusetzen, da die Aufsicht dann mit 1% eine (zu) hohe Insolvenzwahrscheinlichkeit akzeptieren würde.[39] Dies spricht für die Beibehaltung der Multiplikatorregelung, wobei dann aber die Notwendigkeit besteht, den Ansatz interner Modelle um weitere Anforderungen zu ergänzen. Um das Risiko durch den Verkauf von VaR-Puts zu vermeiden, können folgende Normen als Ergänzungen diskutiert werden:[40]

- Die Konstruktion riskanter Verteilungen könnte durch ein Verbot des Einsatzes von VaR-Optionen vermieden werden. Da der Einsatz von VaR-Derivaten auf der anderen Seite enorme Vorzüge besitzt und selbst die an der DTB gehandelten DAX-Optionen in die Kategorie der VaR-Optionen im weiteren Sinn fallen, würde ein solches Verbot eine nicht zu akzeptierende Marktbeschränkung darstellen.
- Auch Diversifikationsgebote für das Handelsportefeuille könnten die Konstruktion von – für die Bankenaufsicht – riskanten Verteilungen vermeiden und den Anreiz zur Diversifikation beim Ansatz interner Modelle ergänzen.[41] Diversifikationsgebote sind aber gleichbedeutend mit dem Verbot des Einsatzes von VaR-Optionen. Somit kommt auch diese Norm nicht als Ergänzung in Frage.

- Wie im Rahmen der Krisentests vorgesehen sollten die Banken den Aufsichtsbehörden die potentielle Verlusthöhe bzw. Ergebnisverteilung des aktuellen Portefeuilles mitteilen, die sich bei Krisensimulationen ergeben.[42] Problematisch ist bei der derzeitigen Regelung, dass die Wahrscheinlichkeit nicht angegeben werden muss, mit der hohe Verluste eintreten. Manipulationen durch den Einsatz von VaR-Puts im Bereich der Verteilungsenden können erst entdeckt werden, wenn die gesamte Ergebnisverteilung (speziell unterhalb des Value-at-Risk), mindestens aber die Höhe und die Wahrscheinlichkeit (also die erwartete Verlusthöhe) offengelegt wird.

Selbst wenn durch die Krisentests das bankaufsichtliche Risiko des Verkaufs von VaR-Puts offengelegt werden könnte, wäre dieses ein unzureichendes Mittel, da es nicht akzeptabel ist, mit dem Value-at-Risk-Ansatz Handlungsspielräume zu schaffen und diese quasi in Form einer Ex-post-Kontrolle durch die Krisentests wieder zu untersagen. Ein Ansatz zur Anerkennung interner Modelle muss ein risk-shifting der Banken mit VaR-Puts grundsätzlich bestrafen. Fraglich ist dann, warum die Bankenaufsicht nicht ein Risikomass verwendet, mit dem ein risk-shifting erkannt werden kann, das also auch höhere Momente der Verteilung erfasst. So wird beispielsweise in dem als Alternative zum Basler Ansatz diskutierten Pre-Commitment-Ansatz der Downside-Erwartungswert (Lower Partial Moment 1. Ordnung) als Risikomass verwendet.[43]
Zwar ist der Value-at-Risk im Kontext dieser Argumentation als alleiniges bankaufsichtliches Risikomass ungeeignet. Der Value-at-Risk besitzt aber für die Praxis grosse Vorteile, da dieses Risikomass einfach zu interpretieren und zu implementieren ist.[44] Im nächsten Abschnitt wird deshalb ein alternatives Backtesting-Verfahren vorgestellt, das die Höhe der Zuschläge nicht nur von der Häufigkeit der Value-at-Risk-Überschreitung, sondern auch von der Verlusthöhe im Falle einer Value-at-Risk-Überschreitung abhängig macht. Bei diesem Backtesting-Verfahren kann das Risiko durch den Verkauf von VaR-Puts erkannt und bestraft und der Value-at-Risk-Ansatz ansonsten in der Basler Fassung beibehalten werden.

4 Die Erfassung der Überschreitungshöhe des Value-at-Risk als Alternativansatz

4.1 Bindung der Zuschläge an die Höhe der Value-at-Risk-Überschreitung

Das Hauptproblem bei der Bindung der Zuschläge an die Überschreitungshöhe liegt darin, ähnlich wie bei der Anzahl der Ausnahmen ein von der speziellen Verteilung der Marktwertänderungen unabhängiges Kriterium für die Zuschlagshöhe zu finden. Gelöst werden kann dieses Problem, indem der Zuschlag an den für die Backtestingperiode (250 Tage) ermittelten Durchschnitt des Quotienten aus Überschreitungshöhe und Value-at-Risk, $\Delta V_{t+1} / VaR_t$, gekoppelt wird.[45] Dieser Durchschnitt weist bei annähernd normalverteilten Marktwertänderungen Werte in einem bestimmten Bereich auf. Die Tabelle 3 zeigt die Quotienten UH_E für standardnormalverteilte Marktwertänderungen, die einer Zufallsziehung von 500.000 Werten entstammen.[46] In der ersten Spalte wird jeweils das Konfidenzniveau $1 - p$ der Value-at-Risk-Berechnung und in der zweiten Spalte der Value-at-Risk selbst in standardisierter Form angegeben.[47] Da der standardisierte Value-at-Risk dem Quantil $-L(p)$ der Standardnormalverteilung entspricht, kann UH_E mit Hilfe des vom Konfidenzniveau der Value-at-Risk-Berechnung abhängigen Mittelwerts (MW_p) der Verluste $\Delta V_{t,a}$, die den Value-at-Risk überschreiten, berechnet werden. Für MW_p ergibt sich:

$$MW_p = \frac{1}{A} \cdot \sum_{a=1}^{A} \Delta V_{t,a}\,, \tag{9}$$

mit A als Anzahl der Value-at-Risk-Überschreitungen. Dieser Mittelwert ist um so kleiner, je ge-

Tabelle 3: Durchschnittliche Höhe der Value-at-Risk-Überschreitung bei der Standardnormalverteilung

1–p	VaR*	MW_p	UH_E
0,99	2,3263	2,6313	1,1311
0,98	2,0537	2,3952	1,1663
0,976	1,9818	2,3336	1,1775
0,973	1,9189	2,2796	1,188
0,969	1,8627	2,2317	1,1981
0,965	1,8119	2,1895	1,2084
0,96	1,7507	2,1369	1,2206

* Die Indizierung t entfällt, da es sich bei den Value-at-Risk-Werten um standardisierte und nicht beobachtete Werte handelt.

ringer das Konfidenzniveau 1 – p ist. UH_E ergibt sich, indem MW_p durch den standardisierten Value-at-Risk geteilt wird. UH_E nimmt mit abnehmendem Konfidenzniveau zu und ist in der vierten Spalte der Tabelle angegeben.

Verschiedene Simulationsstudien ermitteln eine tatsächliche, durchschnittliche Höhe der Value-at-Risk-Überschreitung für Kassa-Aktien- und Währungsportefeuilles, die im Mittel etwa um 0,2 grösser sind als die standardisierten Werte in der Tabelle 3.[48] Die grösseren Werte können u.a. durch die Leptokurtosis der Marktwertänderungen erklärt werden.[49] Die durchschnittliche Überschreitungshöhe UH steigt aber – wie die Tabelle 2 in Abschnitt 3 zeigt – beim Verkauf von VaR-Puts stark an. Die durchschnittliche Überschreitungshöhe ist somit ein von der speziellen Verteilung unabhängiges Kriterium, das zur Festlegung der Zuschläge geeignet ist.

Die Kopplung der Zuschläge an die durchschnittliche Überschreitungshöhe wird nach folgendem Verfahren vorgenommen: Zunächst wird für alle in der Backtestingperiode O = 250 Tage anfallenden Value-at-Risk-Überschreitungen die durchschnittliche Überschreitungshöhe UH_B nach[50]

$$UH_B = \frac{1}{A} \cdot \sum_{a=1}^{A} \frac{\Delta V_{t,a}}{VaR_{t-1}} \tag{10}$$

ermittelt. Diese durchschnittliche Überschreitungshöhe sollte nicht stark von den Werten bei der Normalverteilung abweichen.

Die Bankenaufsicht muss eine Grenze G festlegen, die UH_B nicht überschreiten darf. Bei der Festlegung der Grenze sind mehrere Punkte zu berücksichtigen. Die Grenze sollte um so geringer sein, je grösser der Backtestingumfang und je geringer das Konfidenzniveau der Value-at-Risk-Berechnung ist. Die Grenze kann gestaffelt festgesetzt werden, wenn wie beim Backtesting-Verfahren mit der Anzahl der beobachteten Ausnahmen ein unterschiedliches Konfidenzniveau unterstellt wird. Strebt die Aufsicht eine Bestrafung selbst bei annähernd normalverteilten Marktwertänderungen an, dann sollte die Grenze klein sein. Die Grenze könnte – ähnlich wie die Zuschläge beim Basler-Backtesting-Verfahren, die über einen Binomialtest bestimmt werden[51] – über einen Mittelwerttest für UH_B festgelegt werden. Ein solcher Mittelwerttest würde die Hypothese testen, dass der beobachtete Wert UH_B nicht signifikant von dem erwarteten Wert UH_E abweicht. Für diesen Mittelwerttest muss die Standardabweichung von UH_B ermittelt werden.[52] Diese Standardabweichung steigt mit zunehmender Anzahl von Short-VaR-Puts stark an, so dass hohe Werte für UH_B nicht zwangsläufig als signifikant ausgewiesen werden. Ein solcher Mittelwerttest ist somit, da er von der Anzahl der Short-VaR-Puts abhängig ist, nicht für die Festlegung der Grenze G geeignet.

In der nachfolgenden Simulation wird mit einer Grenze von 3 gearbeitet. Dieser Wert führt zu einer Regelbestrafung bei linearen Positionen in Höhe der Zuschläge beim Basler Backtesting-Verfahren und zu einer starken Bestrafung beim Verkauf von VaR-Puts.

Die Höhe der Bestrafung ermittelt sich nach folgendem Verfahren. Bei einem mit 99%igen Konfidenzniveau arbeitenden Value-at-Risk-Modell beträgt der Mindestmultiplikator nach der in dieser Arbeit betrachteten modifizierten Version für eine eintägige Haltedauer $3 \cdot \sqrt{10}$, so dass die Mindesteigenkapitalunterlegung in etwa dem $2{,}33 \cdot 3 \cdot \sqrt{10} = 22{,}10$-fachen der Standardabweichung entspricht. Bei Normalverteilung und im Regelfall, wenn also der Multiplikator nicht erhöht wird, betragen somit nach der Tabelle 3 die durchschnittlichen standardisierten Überschreitungsverluste MW_P 2,6313. Sie sind dann mit dem

$$\frac{22{,}10}{2{,}6313} = 8{,}40\text{-fachen} \tag{11}$$

mit Eigenkapital abgedeckt.[53] Diese Eigenkapitalabdeckung wird nun in dem Fall mindestens gefordert, in dem UH_B die von der Aufsicht bestimmte Grenze G überschreitet. Der Gesamtmultiplikator GM_t ergibt sich dann als:

$$GM_t = \begin{cases} \dfrac{UH_B}{UH_E} \cdot M_t & \text{wenn } UH_B > G \\ M_t & \text{wenn } UH_B \leq G \end{cases}, \tag{12}$$

mit $M_t = (3 + Z_t) \cdot \sqrt{10}$ als Multiplikator nach dem (modifizierten) Basler Verfahren zur Anerkennung interner Modelle.

Die zusätzliche Bindung der Zuschläge an die Höhe der Value-at-Risk-Überschreitung führt zu drei Szenarien von Multiplikatorerhöhungen. 1. Der Multiplikator wird wie bisher bei einer zu grossen Anzahl von Ausnahmen innerhalb der gelben und roten Zone erhöht. 2. Eine Erhöhung erfolgt nur aufgrund einer zu hohen durchschnittlichen Überschreitungshöhe. Dies ist der Fall bei einer zu hohen durchschnittlichen Überschreitungshöhe, aber bei einer Anzahl von Ausnahmen innerhalb der grünen Zone. 3. Eine Erhöhung erfolgt aufgrund einer zu hohen Anzahl von Ausnahmen in der gelben und roten Zone sowie einer durchschnittlich zu hohen Überschreitungshöhe.

4.2 Simulationsergebnisse für eine DAFOX-Position und VaR-Puts

Die Tabelle 4 zeigt die Ergebnisse für die historische Simulation einer DAFOX-Position in Höhe von täglich 1 DM mit unterschiedlicher Anzahl von VaR-Puts.[54] Die Ergebnisse zeigen, dass die durch die Verlusthöhe bedingten durchschnittlichen Zuschläge (DF) bei der DAFOX-Position 0,33 betragen. Die durchschnittlichen Faktoren DF ermitteln sich aus dem Mittelwert über alle Tage der Differenz GM_t–M_t. Die Höhe der Faktoren ist damit unmittelbar mit denen des Basler Backtesting-Verfahrens vergleichbar. Die Eigenkapitalbestrafung durch die durchschnittlichen Faktoren ist damit nur unwesentlich grösser als durch das Basler Backtesting-Verfahren. Bei Long-VaR-Puts ist DF gleich Null. Beim Verkauf von VaR-Puts steigt dagegen die Bestrafung stark an, so dass bei zehn Short-VaR-Puts eine Eigenkapitalanforderung von durchschnittlich 1,42 besteht. Dies entspricht einer Eigenkapitalquote von über einhundert Prozent! Es können also die gewünschten Bestrafungseffekte erzielt werden. Positiv ist auch die sehr geringe Anzahl von Eigenkapitalaufzehrungen. Während beim Basler Ansatz die Anzahl der Eigenkapitalüberschreitungen ($EÜ^{Basel}$) bei zehn Short-VaR-Puts auf 10 ansteigt, betragen sie beim Alternativansatz ($EÜ^{Alt}$) nur 3. Neben der Ex-post-Bestrafung besteht somit auch (zufällig) ein Ex-ante-Schutz vor hohen Verlusten.

Als Fazit kann somit festgehalten werden, dass durch eine einfache Modifikation des Backtesting-Verfahrens zumindest die grösste Schwäche des Value-at-Risk, die Vernachlässigung der Verlusthöhe, kompensiert werden kann. Manipulationen der Verteilungsenden durch den Einsatz von Optionen wären nur noch erschwert möglich, wenn Verteilungsenden mit einer grösseren Streuung, aber etwa gleichen Werte für UH_B wie bei der Normalverteilung konstruiert werden.

Tabelle 4: Ergebnisse der historischen Simulation für ein Portefeuille aus DAFOX und unterschiedlicher Anzahl von VaR-Puts beim Alternativansatz

VaR-Puts	VaR	PA	UH	DZ	DF	EK^{Basel}	EK^{Alt}	$EÜ^{Basel}$	$EÜ^{Alt}$
–10	0.022806	0.983047	5.29539	0.257806	12.09179	0.254411	1.416573	10	3
–9	0.022821	0.983047	4.902466	0.257806	10.660343	0.254561	1.296504	8	3
–8	0.022836	0.983047	4.510033	0.257806	9.489366	0.25471	1.187657	7	3
–7	0.022851	0.983047	4.11809	0.257806	8.176419	0.25486	1.0724	5	3
–6	0.022866	0.983047	3.726635	0.257806	6.62227	0.25501	0.939586	5	3
–5	0.022881	0.983047	3.335667	0.257806	5.583604	0.255159	0.836819	1	1
–4	0.022896	0.983047	2.945185	0.257806	4.255452	0.255309	0.711533	1	1
–3	0.022911	0.983047	2.555186	0.257806	2.960962	0.255459	0.594674	1	1
–2	0.022927	0.983047	2.165669	0.257806	2.121235	0.255608	0.498619	0	0
–1	0.022942	0.983047	1.776634	0.257806	1.221888	0.255758	0.394676	0	0
0	0.022957	0.983047	1.388078	0.257806	0.325827	0.255908	0.296788	0	0
1	0.022972	1	1	0	0	0.237569	0.237569	0	0
2	0.019227	0.988227	1.088011	0.134672	0	0.210956	0.210956	0	0
10	0.018333	0.991523	1.115336	0.071686	0	0.198921	0.198921	0	0

Bei den angegebenen Werten handelt es sich um Durchschnittswerte für die Zeit vom 02.01.1979 bis zum 29.12.1995. VaR = durchschnittlicher Value-at-Risk, PA = tatsächlich vom Value-at-Risk abgedeckte Verluste (Erfassungsniveau), UH = Value-at-Risk-Überschreitungshöhe (negativer Quotient aus Verlust und Value-at-Risk), DZ = durchschnittlicher Zuschlag nach Basler Backtesting, DF = durchschnittlicher, durch die Überschreitungshöhe verursachter, Zuschlag, EK^{Basel} und EK^{Alt} = Gesamteigenkapitalunterlegung nach dem Basler und Alternativansatz, $EÜ^{Basel}$ und $EÜ^{Alt}$ = Überschreitungen des Eigenkapitals nach dem Basler und Alternativansatz von eintägigen Verlusten.

5. Fazit

In diesem Beitrag wurde gezeigt, dass der Value-at-Risk in dem vom Basler Ausschuss gewählten Ansatz als alleiniges bankaufsichtliches Risikomass ungeeignet ist, da er per Definition nur die Wahrscheinlichkeit misst, mit der der Value-at-Risk überschritten wird, nicht aber die Verlusthöhe.[55] Halten die Banken ein Handelsportefeuille, so kann nicht nur durch den Kauf von Puts, sondern auch durch den Verkauf von Value-at-Risk-Puts der Value-at-Risk und damit die Eigenkapitalanforderung gesenkt werden. Dadurch steigt aber die maximale Verlusthöhe an, was zu einer erhöhten Insolvenzwahrscheinlichkeit führen kann, wenn die Eigenkapitalanforderung durch mindestens das Dreifache des Value-at-Risk-Wertes (Multiplikatorregelung) bestimmt wird und die Banken genau die Eigenkapitalanforderung vorhalten. Durch die im alternativen Backtesting-Verfahren vorgenommene Kopplung der Zuschläge an die Verlusthöhe, kann das Risiko des Verkaufs von VaR-Puts erkannt und bestraft werden. Manipulationen im Bereich der Verteilungsenden sind dann nur noch erschwert möglich. Der Vorteil dieses Verfahrens besteht darin, dass der Basler Value-at-Risk-Ansatz in seiner Grundstruktur beibehalten werden kann und nur geringfügig geändert werden muss.[56] Grundsätzlich problematisch bleibt, dass wie auch bei der Bestrafung im Basler Backtesting-Verfahren die an die Verlusthöhe gekoppelte Bestrafung nur ex post erhoben wird. Eine solche Bestrafung entfaltet bei Banken mit begrenzter Haftung nur dann eine Ex-ante-Anreizwirkung, wenn die erwarteten Verluste nicht die Insolvenz bewirken.

Abgesehen von dieser Schwäche stellt der modifizierte Ansatz ein sinnvolles Eigenkapitalberechnungsverfahren dar, da durch die von der Verlusthöhe abhängige Bestrafung sichergestellt werden kann, dass die Übernahme der Marktrisiken im Handelsbereich auf durchschnittlich etwa ein Drittel der Eigenmittel limitiert wird. Somit kann ein erhöhtes Insolvenzrisiko einer Bank und ein erhöhtes Systemrisiko vermieden werden. Gleichzeitig kommen die Vorzüge des Ansatzes zur Anerkennung interner Modelle zur Geltung, die aus einer risikogerechteren und auch geringeren Eigenmittelunterlegung als beim Standardverfahren bestehen.

Fussnoten

[1] Das Marktrisiko stellt das Risiko dar, aus bilanzwirksamen und ausserbilanziellen Positionen Verluste aufgrund von Marktpreisänderungen zu erleiden. Als Marktpreise gelten Zinssätze, Aktienkurse, Wechselkurse und Rohstoffpreise. Vgl. BASLER AUSSCHUSS FÜR BANKENAUFSICHT (1996a), p. 1.

[2] Die Basler Empfehlung zur Änderung der Eigenkapitalanforderung wird zur Folge haben, dass auch die 1993 von der EU verabschiedete Kapitaladäquanzrichtlinie um die Anerkennung interner Modelle erweitert wird (KAR II). Der neue Grundsatz I, in dem die Kapitaladäquanzrichtlinie in deutsches Recht umgesetzt wird, beinhaltet bereits die Basler Vorschläge vom Januar 1996. Vgl. BUNDESAUFSICHTSAMT FÜR DAS KREDITWESEN (1997).

[3] Vgl. dazu JOHANNING (1996a) und (1996b) sowie SCHRÖDER (1996). Die Untersuchungen zum Ansatz interner Modelle beziehen sich primär auf die Eignung der quantitativen Standards und die Auswirkungen der Wahl unterschiedlicher Value-at-Risk-Verfahren auf die Mindesteigenkapitalhöhe. Vgl. beispielsweise BÜHLER/KORN/SCHMIDT (1998), JACKSON/MAUDE/PERRAUDIN (1997) und DAVÉ/STAHL (1997).

[4] Zu den Zielen der Bankenaufsicht vgl. Abschnitt 2.

[5] Die tatsächliche Eigenkapitalhaltung ist im Normalfall grösser als die bankaufsichtliche Mindesteigenkapitalanforderung, weil die Banken einen zusätzlichen Puffer einkalkulieren, um zu häufige Interventionen der Bankenaufsicht zu vermeiden. Vgl. ESTRELLA (1995), p. 8.

[6] Hohe Eigenkapitalkosten resultieren aus den hohen Agency- und Informationskosten, die von den Eigenkapitalgebern aufgebracht werden müssen, um das komplizierte und schwer kontrollierbare Bankgeschäft zu überwachen. Vgl. MERTON/PEROLD (1993), p. 216.

[7] Vgl. BERGER/HERRING/SZEGÖ (1995), pp. 401–403 und 419, sowie die dort angegebene Literatur.

[8] Vgl. HENDRICKS (1996), p. 40.

[9] Der Value-at-Risk ist ein Verlust, der i.d.R. als positiver DM-Betrag angegebenen wird. Der Value-at-Risk entspricht deshalb dem negativen Betrag der Inversen der Verteilungsfunktion, die ihrerseits ein negatives Vorzeichen besitzt.

[10] Gewinne und Verluste werden in den Handelsabteilungen als Marktwertänderungen der Positionen zuzüglich Zins- und Dividendenerträgen sowie realisierter Kursgewinne und -verluste ermittelt. Sie sind also in diesem Fall von der handelsrechtlichen Definition zu unterscheiden. Vgl. WITT (1994), pp. 149.

[11] Vgl. zur historischen Simulation ausführlich SMITHSON (1996), pp. 25–26, und HENDRICKS (1996), p. 43. Für andere Berechnungsverfahren – etwa der Kovarianz-Methode oder der Monte-Carlo-Simulation vgl. BÜHLER/KORN/SCHMIDT (1998) und RIDDER (1997).

[12] Vgl. Basler Ausschuss für Bankenaufsicht (1996a), pp. 39–50.

[13] Vgl. dazu ähnlich KUPIEC/O'BRIEN (1995a), pp. 8–9, und SHELDON (1995), p. 776.

[14] Vgl. dazu beispielsweise SCHRÖDER (1996), p. 87.

[15] Die Überlegungen knüpfen an JOHANNING (1996a), pp. 297–298, an.

[16] Beispielsweise kann sich die Verteilung B von der Verteilung A nur durch einen entsprechend konstruierten Mean-Preserving-Spread unterscheiden, so dass die Erwartungswerte beider Verteilungen identisch sind. ROTHSCHILD/STIGLITZ (1970) definieren „steigendes Risiko" u.a. durch einen solchen Mean-Preserving-Spread. Da der Value-at-Risk steigendes Risiko in dieser Form nicht messen kann, stellt er unter der Prämisse der Maximierung des Erwartungsnutzens kein Risikomass dar.

[17] Unterstellt wird, dass die Mindesteigenkapitalanforderung sich in diesem Fall aus dem dreifachen Value-at-Risk berechnet und die Bank exakt die Eigenkapitalanforderung erfüllt.

[18] Für detailliertere Ausführungen vgl. den Abschnitt 3.3.

[19] Der DAFOX bezeichnet den Deutschen Aktien-Forschungsindex und enthält alle an der Frankfurter Wertpapierbörse amtlich notierten Werte. Die Aktien werden nach dem Grundkapital gewichtet, wobei Bereinigungen um Kapitalveränderungen und Dividenden vorgenommen werden. Der Index wird nach der Laspeyre-Formel berechnet. Die Basis ist mit 100 auf den 2.1.1974 festgelegt.

[20] Bei $K = 1000$ entspricht der Value-at-Risk dem elftgrössten Verlust im Betrachtungszeitraum. Die Berechnungen wurden mit dem Programm Excel 7.0 für Windows durchgeführt. Die Kursdaten für den DAFOX sind freundlicherweise von der Karlsruher Kapitalmarktdatenbank (KKMDB) zur Verfügung gestellt worden.

[21] Die Erhöhung des Multiplikators um die $\sqrt{10}$ ergibt sich nach der Quadratwurzel-T-Regel, mit der eine eintägige Haltedauer in eine zehntägige umgerechnet werden kann. Vgl. JOHANNING (1996b), pp. 13–14. Da bei dieser Modifikation die bei der Eigenkapitalberechnung verwendete Haltedauer mit der beim Backtesting übereinstimmt, können die Effekte der Zuschlagserhöhung besser aufgezeigt werden. Vgl. dazu auch den Alternativansatz in Abschnitt 4.

[22] Es werden die Annahmen des BLACK/SCHOLES-Modells unterstellt. Vgl. SCHÄFER (1996), pp. 105.

[23] Es wird wie in der optionspreistheoretischen Literatur, vgl. beispielsweise UHLIR/FRIEDEMANN (1990), unterstellt, dass ein Jahr aus 360 Tagen besteht. Dies entspricht nicht dem Ansatz der Value-at-Risk-Literatur, in der insbesondere bei der Anwendung der Quadratwurzel-T-Formel nur Börsen- und nicht Wochentage verwendet werden und das Jahr somit mit 250 Börsentagen angesetzt wird. Für diese Untersuchung ist es gleichgültig, aus wievielen Tagen ein Jahr besteht, da die aufgezeigten Effekte der Eigenkapitalverringerung immer auftreten, solange die betrachteten Optionen einen positiven Wert besitzen.

[24] Nach dem Standardverfahren muss für das Marktrisiko, das durch den Nettomarktwert der Aktien (in diesem Fall 1 DM) gemessen wird, 8% Eigenkapital und für das spezifische Risiko, das dem Bruttomarktwert (ebenfalls 1 DM) entspricht, 2% Eigenkapital vorgehalten werden. Die 2%ige Eigenkapitalunterlegung für das spezifische Risiko ergibt sich, da der DAFOX eine Indexposition ist. Vgl. BASLER AUSSCHUSS FÜR BANKENAUFSICHT (1996a), pp. 20–22, und allgemein zum Standardverfahren RUDOLPH (1994). Die Eigenkapitalunterlegung für die Optionen nach dem Standardverfahren wird nach dem Delta-Plus-Ansatz berechnet. Vgl. dazu SCHULTE-MATTLER (1996).

[25] Da für die erste Value-at-Risk-Berechnung 1000 Tage und für die Durchführung des ersten Backtesting weitere 250 Tage benötigt werden, handelt es sich bei den in der Tabelle angegebenen Werten um Durchschnittswerte für die Zeit vom 02.01.1979 bis zum 29.12.1995.

[26] Vgl. SCHÄFER (1995), pp. 112.

[27] Bei positiver erwarteter Risikoprämie des Marktes ist allerdings der Verkauf von Puts immer vorteilhafter als der von Calls, da Short-Puts eine positive erwartete Rendite aufweisen.

[28] Würde nur der Value-at-Risk einer Option betrachtet, dann müsste er – da ein negativer Value-at-Risk nicht existiert – aus ökonomischen Gründen gleich Null gesetzt werden.

[29] Die Abbildung zeigt den Verlauf der Value-at-Risk-Werte für ein spezielles Beispiel. Da diese Kurven aber bei allen Value-at-Risk-Optionen in vergleichbarer Weise verlaufen, sind in der Abbildung keine Abszissen- und Ordinatenwerte angegeben. Der Value-at-Risk von am Markt gehandelten Short-VaR-Puts strebt erst bei sehr langer Laufzeit gegen Null.

[30] Dieser Wert ergibt sich, wenn 2,3% nach der Quadratwurzel-T-Regel mit der Wurzel aus zehn multipliziert wird. Zur Quadratwurzel-T-Regel vgl. JOHANNING (1996b), pp. 13–14.

[31] Vgl. BÖRSEN-ZEITUNG vom 8.3.1997, p. 13.

[32] Die soweit beschriebenen Value-at-Risk-Optionen sind von den von LIU (1995) geprägten Value-at-Risk-Derivaten zu unterscheiden. Unabhängig von den soweit aufgezeigten Effekten, kann sich der Kauf oder Verkauf von Value-at-Risk-Derivaten lohnen, wenn die Zahlungen der Produkte negativ mit denen des bestehenden Portefeuilles korrelieren und dadurch der Value-at-Risk sinkt. Vgl. LIU (1995), pp. 32–33, und das dortige Beispiel.

[33] Zur Portfolio-Insurance vgl. beispielsweise BRENNAN/SOLANKI (1981).

[34] Zur Risikoaversion der Banken vgl. SANTOMERO (1991), pp. 65–66, und die dort angegebene Literatur.

[35] Bekanntlich spekuliert der Verkäufer eines Puts auf gleichbleibende oder steigende Kurse. Bei Risikoaversion kann allenfalls die Optimalität einer geringen Short-Put-Position begründet werden. PFENNIG (1997), pp. 151–265, insbesondere pp. 166–198 und p. 237, hat für einen solchen Fall bei positiven erwarteten Risikoprämien gezeigt, dass eine Long-Kassa- oder Forward-Position und zusätzlich eine Short-Straddle-Position (gleichzeitiger Verkauf von Calls und Puts mit demselben Basispreis) vorteilhaft ist, weil die Auszahlung eines Short-Straddles einen negativen stochastischen Zusammenhang zur Auszahlung der Long-Position aufweist. Ein solcher negativer stochastischer Zusammenhang kann auch zwischen der Long-DAFOX-Position und dem Short-VaR-Put existieren, was die Optimalität einer geringen Short-Put-Position begründen kann.

[36] Zum „gamble for resurrection" und zum Risikoverhalten der Bank vgl. BURGHOF/RUDOLPH (1996), pp. 54–61, hier p. 60.

[37] Dies setzt voraus, dass die Basispreise und Laufzeiten der Optionen entsprechend gewählt sind und die Bank am Markt die Puts verkaufen kann.

[38] Der Nikkei stand am 17.1.1995 auf 19.350 und fiel bis Ende Februar unter 17.400. Vgl. CHEW (1996), pp. 223 ff. Eine Short-Strangle-Position kann die Eigenschaften einer Value-at-Risk-Option erfüllen, wenn gleichzeitig Value-at-Risk-Puts und -Calls verkauft werden.

[39] Alternativ ein höheres Konfidenzniveau der Value-at-Risk-Berechnung zu wählen, wie beispielsweise von JAMES (1996), p. 19, vorgeschlagen wird , führt zu Ungenauigkeiten bei der Value-at-Risk-Schätzung, da diese mit abnehmenden p zunehmend unpräziser wird. Vgl. KUPIEC (1995), p. 80.

[40] Die bisherigen Verfahren der Risikobegrenzung waren von einem Bündel solcher ergänzender Normen begleitet. Vgl. etwa den Überblick bei BURGHOF/RUDOLPH (1996), pp. 40–41.

[41] Vgl. LIU (1996), p. 30.

[42] Vgl. Basler Ausschuss für Bankenaufsicht (1996a), p. 48, und den Abschnitt 2.2.

[43] Vgl. KUPIEC/O'BRIEN (1995b).

[44] Vgl. MAHONEY (1995), p. 3.

[45] Vgl. dazu auch den verallgemeinerten Value-at-Risk-Ansatz von SCHRÖDER (1996), pp. 92, J. P. MORGAN / REUTERS (1996), pp. 220–222.

[46] Die standardnormalverteilten Zufallszahlen wurden mit dem Zufallsgenerator von Excel 7.0 generiert.

[47] Der Basler Ausschuss unterstellt mit zunehmender Anzahl der im Backtesting festgestellten Ausnahmen ein geringeres Konfidenzniveau der Value-at-Risk-Berechnung. Bei bis zu vier beobachteten Ausnahmen wird beispielsweise von einem 99%igen Erfassungsniveau, bei zehn Ausnahmen und mehr von einem 96%igen Erfassungsniveau des Value-at-Risk-Modells ausgegangen. Durch die Erhöhung der Zuschlagsfaktoren verfolgt der Basler Ausschuss das Ziel, das Risikomodell mit geringerer Erfassungsquote in eine 99%ige umzuwandeln. Bei der Berechnung der Zuschlagsfaktoren wird die Normalverteilung der Marktwertänderungen unterstellt. Vgl. Basler Ausschuss für Bankenaufsicht (1996b), pp. 6–9.

[48] Vgl. für die Währungspositionen HENDRICKS (1996), pp. 51–52, und für die Aktienpositionen JOHANNING (1996b), pp. 30–31.

[49] Leptokurtosis besagt, dass die Enden der tatsächlichen Gewinn- und Verlustverteilungen stärker ausgeprägt sind als die der Normalverteilung. Vgl. dazu J. P. MORGAN (1995), p. 47, TAYLOR (1986), pp. 1–8, und DOCKNER/SCHEICHER (1995), pp. 4–5.

[50] UH_B, UH_E und UH sind voneinander zu unterscheiden. UH_B wird nur für die Backtestingperiode bestimmt. UH_E ist der „erwartete“ Wert, der sich bei der Standardnormalverteilung ergibt. UH ist der über die gesamte Auswertungsperiode beobachtete Durchschnitt des Quotienten. Vgl. dazu die Tabelle 2.

[51] Vgl. BASLER AUSSCHUSS FÜR BANKENAUFSICHT (1996b), pp. 6–7.

[52] Zum Mittelwerttest vgl. RÜGER (1991), p. 253 ff.

[53] Die Eigenkapitalabdeckung nimmt also nicht einen festen Wert an, sondern variiert mit der Anzahl der im Backtesting beobachteten Ausnahmen (Value-at-Risk-Überschreitungen) und dem damit unterstelltem Konfidenzniveau der Value-at-Risk-Berechnung.

[54] Zu den Annahmen und den einzelnen Werten vgl. die Angaben in Abschnitt 3.2.

[55] Die theoretischen Defizite des Value-at-Risk als Risikomass werden auch von ARTZNER/DELBAEN/EBER/HEATH (1996) und GUTHOFF/PFINGSTEN/WOLF (1997) aufgezeigt.

[56] Es besteht allenfalls die Notwendigkeit, die quantitativen Standards besser aufeinander abzustimmen. Problematisch ist dabei v.a. die zehntägige Haltedauer der Value-at-Risk-Berechnung und die eintägige Haltedauer, die für das Backtesting anzusetzen ist. Durch die kürzere Haltedauer beim Backtesting können Ungenauigkeiten der Value-at-Risk-Schätzung, die durch die zehntägige Haltedauer resultieren, nicht entdeckt und bestraft werden. Für eine genauere Value-at-Risk-Schätzung bietet sich zudem ein geringeres als das 99%ige Konfidenzniveau sowie ein längerer historischer Betrachtungszeitraum an. Vgl. dazu JOHANNING (1996b).

Literatur

ARTZNER, P., F. DELBAEN, F. EBER and D. HEATH (1996): „A Characterization of Measures of Risk", Prépulication de l'institut de recherche mathématique avancée, Strassburg, 1996/14.

BASLER AUSSCHUSS FÜR BANKENAUFSICHT (1996a): „Änderung der Eigenkapitalvereinbarung zur Einbeziehung der Marktrisiken", Basel.

BASLER AUSSCHUSS FÜR BANKENAUFSICHT (1996b): „Aufsichtliches Rahmenkonzept für Backtesting (Rückvergleiche) bei der Berechnung des Eigenkapitalbedarfs zur Unterlegung des Marktrisikos mit bankeigenen Modellen", Basel.

BERGER, A. N., R. J. HERRING and G. P. SZEGÖ (1995): „The Role of Capital in Financial Institutions", Journal of Banking and Finance 19, pp. 393–430.

BÖRSEN-ZEITUNG vom 8.3.1997, Nr. 47.

BRENNAN, M. J. and R. SOLANKI (1981): „Optimal Portfolio Insurance", Journal of Financial and Quantitative Analysis 16, pp. 279–300.

BÜHLER, W., O. KORN und A. SCHMIDT (1997): Ermittlung von Eigenkapitalanforderungen mit "Internen Modellen", Die Betriebswirtschaft 58(1), pp. 64–85.

BUNDESAUFSICHTSAMT FÜR DAS KREDITWESEN (1997): Bekanntmachung über die Änderung und Ergänzung der Grundsätze über das Eigenkapital und die Liquidität der Kreditinstitute vom 29. Oktober 1997.

BURGHOF, H.-P. und B. RUDOLPH (1996): Bankenaufsicht. Theorie der Regulierung und Regulierungspraxis in der Bundesrepublik Deutschland, Wiesbaden: Gabler Verlag.

CHEW, L. (1996): Managing Derivative Risks – The Use and Abuse of Leverage, West-Sussex.

DAVÉ,R. D. and G. STAHL (1997): „On the accuracy of VaR estimates based on the Variance-Covariance approach", Working Paper, Olsen & Associates Research Institute for Applied Economics, Zürich, und Federal Banking Supervisory Office, Berlin.

DOCKNER, E. J. and M. SCHEICHER (1996): „Modelling Market Risk. An Empirical Evaluation of Alternative Risk Measures", Paper presented at the Workshop on Financial Engineering and Risk Management, European Institute for Advanced Studies in Management, Brussels.

ESTRELLA, A. (1995): „A Prolegomenon to Future Capital Requirements" Economic Policy Review 1(2), pp. 1–12.

GUTHOFF, A., A. PFINGSTEN and J. WOLF (1997): „On the Compatibility of the Value at Risk, Other Risk Concepts, and Expected Utility Maximization", Diskussionsbeitrag 97–01, Institut für Kreditwesen, Westfälische Wilhelms-Universität Münster.

HENDRICKS, D. (1996): „Evaluation of Value-at-Risk Models Using Historical Data", Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review 2(1), pp. 39–69.

J. P. MORGAN (1995): RiskMetrics – Technical Document, 3. Aufl., New York.

J. P. MORGAN / REUTERS (1996): RiskMetrics – Technical Document, 4. Aufl., New York.

JACKSON, P., D. J. MAUDE and W. PERRAUDIN (1997): „Bank Capital and Value at Risk", The Journal of Derivatives 4 (3), pp. 73–89.

JAMES, C. (1996): „RAROC Based Capital Budgeting and Performance Evaluation: A Case Study of Bank Capital Allocation", The Wharton School University of Pennsylvania, Financial Institutions Center, 96–40.

JOHANNING, L. (1996a): „Value-at-Risk-Modelle zur Ermittlung der bankaufsichtlichen Eigenkapitalunterlegung beim Marktrisiko im Handelsbereich", Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft 8(4), pp. 287–303.

JOHANNING, L. (1996b): „Interne Modelle in der bankaufsichtlichen Ermittlung der Eigenkapitalunterlegung beim Marktrisiko: Anreizeffekte, Value-at-Risk-Performance und Backtesting", Arbeitspapier zum Vortrag auf der DFG-Tagung in Berlin, September 1996, Seminar für Kapitalmarktforschung und Finanzierung der Ludwig-Maximilians-Universität Müchen.

KUPIEC, P. H. (1995): „Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models", Journal of Derivatives, Winter, pp. 73–84.

KUPIEC, P. H. and J. M. O'BRIEN (1995a): „Recent Developments in Bank Capital Regulation of Market Risks", Financial and Economics Discussion Series 95–51, Federal Reserve Board, December.

KUPIEC, P. H. and J. M. O'BRIEN (1995b): A Pre-Committment Approach to Capital Requirements for Market Risk, Board of Governors of the Federal Reserve System, March.

LIU, R. Y. (1996): „VAR and VAR derivatives", Capital Market Strategies 11, pp. 23–33.

MAHONEY, J. M. (1995): Empirical-based versus Model-based Approaches to Value-at-Risk, Federal Reserve Bank of New York.

MERTON, R. C. and A. F. PEROLD (1993): „Management of Risk Capital in Financial Firms", in: Financial Services Perspectives and Challenges, Samuel L. Hayes III (Hrsg.), Harvard Business School Press.

PFENNIG, M. (1997): Optimale Steuerung des Währungsrisikos mit derivativen Instrumenten, Dissertation, Universität München.

RIDDER, T. (1997): „Basics of Statistical VaR-Estimation", Working Paper, SGZ-Bank AG, Frankfurt a. M. / Karlsruhe.

ROTHSCHILD, M. and J. STIGLITZ (1970): „Increasing risk: I. A Definition", Journal of Economic Theory 2, pp. 225–243.

RUDOLPH, B. (1994): „Kapitaladäquanzrichtlinie, Zielsetzung und Konsequenzen der bankaufsichtlichen Regulierung im Wertpapierbereich", Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft 6, pp. 117–130.

RÜGER, B. (1991): Induktive Statistik, 2. Aufl., München.
SANTOMERO, A. (1991): „The Bank Capital Issue", in: Wihlborg, C., M. Frantiani und T. D. Willett (Hrsg.): Financial Regulation and Monetary Arrangements after 1992, Amsterdam.
SCHÄFER, K. (1995): „Einsatz und Bewertung von Optionen und Futures", in: Rudolph, B. (Hrsg.): Derivative Finanzinstrumente, Stuttgart, pp. 45–130.
SCHRÖDER, M. (1996): „Ein verallgemeinerter Value-at-Risk-Ansatz", in: Schröder, M. (Hrsg.): Quantitative Verfahren im Finanzmarktbereich, Baden-Baden: ZEW Wirtschaftsanalysen, pp. 81–98.
SCHULTE-MATTLER, H. (1996): „Delta-plus-Ansatz bei Optionen", Die Bank 8/96, pp. 500–505.
SHELDON, G. (1995): „A Limit-Risk Capital Adequacy Rule: An Alternative Approach to Capital Adequacy Regulation for Banks with an Empirical Application to Switzerland", Swiss Journal of Economics and Statistics 131 (4/2), pp. 773–805.
SMITHSON, C. (1996): „Value-at-Risk", Risk 9(1), pp. 25–27.
STAMBAUGH, F. and R. COHEN (1995): „Value at risk: its measurement and uses", Financial Derivatives and Risk Management 4, pp. 45–52.
TAYLOR, S. J. (1986): Modelling Finance Time Series, Chichester, U.K.
UHLIR, H. und S. FRIEDEMANN (1990): „Ermittlung der Eingabeparameter für die Optionspreisberechnung", Die Bank 7/90, pp. 396–399.
WITT, M. (1994): Der Eigenhandel von Universalbanken: Aufbauorganisation, Erfolgsausweis und Möglichkeiten der Steuerung, Wiesbaden.