Veröffentlicht in

Wertorientiertes Risikomanagement für Industrie und Handel

(Hrsg. Werner Gleißner/Günter Meier)

2001

"Von der Markt- zur Kreditrisikomessung"

S. 389-408

Von der Markt- zur Kreditrisikomessung

Stefan Huschens

1. Einleitung

In den letzten Jahren sind im Bereich der Marktrisikomessung erfolgreich Modelle und Berechnungsverfahren entwickelt worden, die es ermöglichen, den Value-at-Risk zu berechnen. Für größere Portfolios ergeben sich zwar hohe Anforderungen an Rechenkapazitäten und an die Verfügbarkeit von Daten, es wurden aber zahlreiche Näherungsverfahren [1] entwickelt, die es ermöglichen, den Value-at-Risk im Marktrisikobereich dennoch mit befriedigender Genauigkeit zu bestimmen. Eine anfängliche Euphorie, dass sich die Ansätze der Marktrisikomessung schnell und problemlos auf die Kreditrisikomessung übertragen lassen, ist inzwischen einer Ernüchterung gewichen. In diesem Kapitel werden einige kritische Punkte dargestellt, die für die Frage der Übertragbarkeit der Methodik entscheidend sind.

Der Aufbau des Beitrags ist wie folgt: Im Abschnitt 2 werden die Paradigmen der Marktrisikomessung am Beispiel eines einfachen Aktienportfolios aufgezeigt. In Abschnitt 3 wird diskutiert, inwieweit sich die Paradigmen der Marktrisikomessung auf die Kreditrisikomessung sinnvoll übertragen lassen. Dabei konzentriert sich die Darstellung auf einige grundlegende Eigenschaften von Kreditrisikomodellen, ohne dass dabei ein systematischer Überblick über die bekannten Standardmodelle der Kreditrisikomessung gegeben wird. [2] Im Vordergrund stehen die Eigenschaften, die für eine Übertragung der Methodik aus dem Bereich der Marktrisikomessung auf den Bereich der Kreditrisikomessung relevant sind. In Abschnitt 4 werden aktuelle Aspekte der Kreditrisikomessung im Zusammenhang mit den angekündigten bankaufsichtlichen Neuregelungen der angemessenen Eigenkapitalausstattung diskutiert.

2. Paradigmen und Konzepte der Marktrisikomessung

Die Marktrisikomessung wird von verschiedenen inhaltlichen und formalen Paradigmen geleitet. Die wichtigsten sind

- die **marktpreisorientierte Bewertung** einzelner Positionen und Portfolios;
- die Erklärung von Preis- und Marktwertänderungen durch **Risikofaktoren** (Risikoelemente, Risikotreiber);
- die Annahme der **multivariaten Normalverteilung** für die simultanen Risikofaktoränderungen mit in der Regel intratemporaler Korrelation der Risikofaktoränderungen;
- die **Zeitstabilität** von Parametern;

- die Annahme, dass Risikofaktoränderungen in aufeinanderfolgenden Zeitabschnitten stochastisch unabhängig sind, d. h. die **Annahme intertemporaler Unabhängigkeit;**
- die **Normalverteilungsannahme** für Marktwertänderungen eines Portfolios, die in der Regel durch eine **lineare Approximation** erreicht wird;
- die Verwendung des **Value-at-Risk** als Risikomaßzahl;
- die **Portfolioaggregation** mit Hilfe von Korrelationen;
- die **zeitliche Aggregation** mit Hilfe der Quadratwurzelregel.

Diese Paradigmen definieren den Referenzfall, in welchem alle erforderlichen Berechnungen mit Hilfe des sogenannten **Kovarianz-Ansatzes** durchgeführt werden können. Bei Abweichungen in einzelnen Punkten von diesem Referenzfall werden üblicherweise die folgenden Konzepte verwendet: (a) wenn die Zeitstabilität von Parametern, z. B. von Volatilitäten und Korrelationen, nicht gerechtfertigt ist, wird ein exponentieller Gewichtungsansatz verwendet, (b) im Fall einer nichtlinearen Abhängigkeit der Portfoliowertänderung von den treibenden Risikofaktoren, bei der eine lineare Approximation einen zu großen Approximationsfehler impliziert, werden quadratische Approximationen eingesetzt (die sogenannte Delta-Gamma-Approximation[3]), (c) wenn die üblichen Normalverteilungsannahmen zu offensichtlich unkorrekten Ergebnissen führen, wird die sogenannte historische Simulation[4] verwendet, die aus statistischer Sicht ein Verfahren der nichtparametrischen Verteilungsschätzung ist.

Die oben aufgezählten Paradigmen sollen am Beispiel eines einfachen Aktienportfolios verdeutlicht werden, das aus zwei Aktien A und B besteht, die mit den Mengen a und b gehalten werden.

Marktpreisorientierte Bewertung: Das Portfolio hat im Ausgangszeitpunkt t, heute, den Marktwert

$$w(t) = a \cdot k_A(t) + b \cdot k_B(t)\,,$$

wobei $k_A(t)$ und $k_B(t)$ die im Zeitpunkt t beobachteten und bekannten Kurse bezeichnen. Aus heutiger Sicht sind die Kurse zu einem zukünftigen Zeitpunkt $T = t + H$ unbekannt. Die Differenz H zwischen den beiden Zeitpunkten t und T wird als Haltedauer der Portfoliopositionen bzw. als Prognosehorizont interpretiert. Das Unwissen über die zukünftigen Kurse wird dadurch abgebildet, dass die zukünftigen Kurse als Zufallsvariablen $K_A(T)$ und $K_B(T)$ modelliert werden. Die bekannten Kurse sind mit Kleinbuchstaben bezeichnet, während die aus heutiger Sicht zufälligen zukünftigen Kurse mit Großbuchstaben bezeichnet sind. Aus der Sicht des Zeitpunktes t ist der Wert des Portfolios zum Zeitpunkt T die Zufallsvariable

$$W(T) = a \cdot K_A(T) + b \cdot K_B(T)\,,$$

deren Wahrscheinlichkeitsverteilung sich aus der bivariaten Wahrscheinlichkeitsverteilung der zukünftigen Kurse $(K_A(T), K_B(T))$ bei bekannten heutigen Kursen, d. h. unter der Bedingung $K_A(t) = k_A(t)$, $K_B(t) = k_B(t)$ ergibt. Die daraus resultierende Wahrscheinlichkeitsverteilung der *Marktwertänderung* (*p*rofit and *l*oss)

$$\text{P\&L} = W(T) - w(t)$$

ist die Basis der Marktrisikoanalyse, beispielsweise der Value-at-Risk-Berechnung.

Risikofaktoren: Die Risikofaktoren, die in diesem Beispiel die Marktwertänderung beeinflussen, sind die beiden Aktienkurse, deren Änderungen im Zeitablauf zu Marktwertänderungen des Portfolios führen.

Multivariate Normalverteilung der Risikofaktoränderungen: Die Wahrscheinlichkeitsverteilung für die Kursentwicklung erhält man, indem die relativen Kursänderungen pro Zeiteinheit, dies sind die sogenannten Logrenditen,

$$R_A(t) = \ln\,(K_A(t)/K_A(t-1)), \qquad R_B(t) = \ln\,(K_B(t)/K_B(t-1)),$$

als bivariat normalverteilt und für aufeinanderfolgende Perioden als stochastisch unabhängig unterstellt werden. Die *Normalverteilungsannahme* wird hier für die Logrenditen getroffen. Die bivariate Normalverteilung hat fünf Parameter, nämlich die Erwartungswerte

$$\mathrm{E}\,[R_A(t)] = \mu_A(t)\,, \qquad \mathrm{E}\,[R_B(t)] = \mu_B(t)\,,$$

die Varianzen

$$\mathrm{Var}\,[R_A(t)] = \sigma_A^2(t)\,, \qquad \mathrm{Var}\,[R_B(t)] = \sigma_B^2(t)$$

sowie die Korrelation zwischen den Logrenditen $R_A(t)$ und $R_B(t)$ der beiden Kurse,

$$\varrho[R_A(t), R_B(t)] = \varrho_{AB}(t)\,.$$

Die bivariate Normalverteilungsannahme für die Logrenditen ist damit konsistent, dass für die Entwicklung der beiden Aktienkurse von $t-1$ nach t eine gemeinsame korrelierte zweidimensionale geometrische Brown'sche Bewegung und damit das Standardmodell der Finanzmarktstochastik unterstellt wird, das auch die Grundlage der optionspreistheoretischen Modelle bildet.

Zeitstabilität der Parameter: Die Parameter der multivariaten Normalverteilung werden im Zeitablauf für $t, t+1, \ldots, t+H = T$ als stabil vorausgesetzt,

$$\mu_A(t) = \mu_A\,, \qquad \mu_B(t) = \mu_B\,, \qquad \sigma_A^2(t) = \sigma_A^2\,, \qquad \sigma_B^2(t) = \sigma_B^2\,, \qquad \varrho_{AB}(t) = \varrho_{AB}\,.$$

Annahme der stochastischen Unabhängigkeit: Die Renditevektoren $(R_A(t), R_B(t))$ zu aufeinanderfolgenden Zeitpunkten $t, t+1, \ldots, t+H$ werden als *stochastisch unabhängig* unterstellt.

Normalverteilung der Marktwertänderung durch Approximation: Aus dem Zusammenspiel der letzten drei Annahmen (multivariate Normalverteilung der Risikofaktoränderungen, Zeitstabilität der Parameter und stochastische Unabhängigkeit im Zeitablauf) ergibt sich, dass die beiden Zufallsvariablen $\ln(K_A(T)/k_A(t))$ und $\ln(K_B(T)/k_B(t))$ eine gemeinsame bivariate Normalverteilung mit den fünf Parametern $H\mu_A$, $H\mu_B$, $H\sigma_A^2$, $H\sigma_B^2$ und ϱ_{AB} besitzen. Die H Zeiteinheiten, die zwischen t und T liegen, führen dazu, dass die Erwartungswerte und Varianzen mit H multipliziert werden, während die Korrelation unverändert bleibt.

Die entsprechende bivariate Wahrscheinlichkeitsverteilung der zukünftigen Kurse $(K_A(T), K_B(T))$ bei bekannten heutigen Kursen $k_A(t)$ und $k_B(t)$ ist eine zweidimensionale Lognormalverteilung. Die Lognormalverteilung der zukünftigen Kurse ist dabei ein Spiegelbild der Normalverteilung für die Logrenditen. Aus dieser zweidimensionalen Verteilung der zukünftigen Kurse lässt sich prinzipiell, z. B. mit dem Einsatz von Monte-Carlo-Simulationen, die Verteilung der Marktwertänderung P&L $= W(T) - w(t)$ bestimmen. Bereits in diesem einfachen Beispiel ist die Bestimmung der Verteilung der Marktwertänderung nicht trivial, da sich die Verteilung von P&L aus einer zweidimensionalen Lognormalverteilung als die Verteilung einer Linearkombination abhängiger lognormalverteilter Zufassvariablen ergibt. Dabei folgt die Variable P&L weder einer Normalverteilung noch einer Lognormalverteilung, was die Berechnung und die Interpretation des Value-at-Risk erschwert.

Üblich sind Approximationen, die es ermöglichen bei kurzem Zeithorizont, kleinen Kursänderungen und kleinen Volatilitäten den Value-at-Risk mit hinreichender Genauigkeit anzugeben. Der einfachste Fall beruht darauf, für P&L eine Normalverteilung mit dem Erwartungswert Null und mit der Varianz

$$\boxed{\sigma_{\mathrm{P\&L}}^2 = H^2(a^2\sigma_A^2 + 2\varrho_{AB}a\sigma_A b\sigma_B + b^2\sigma_B^2)}$$

zu unterstellen. Zu dieser Approximation kann man auf verschiedenen Wegen gelangen.[5]

Value-at-Risk als Risikomaßzahl: Der *Value-at-Risk* zu einem vorgegebenen Sicherheitsniveau p, z. B. $p = 99\%$, ist eine Verlustschranke, die nur mit einem Prozent Wahrscheinlichkeit unterschritten wird, d. h.

$$\boxed{\mathbf{P}(\mathrm{P\&L} < -\mathrm{VaR}) = 1 - p\,.}$$

Für die Berechnung des Value-at-Risk wird damit lediglich die Wahrscheinlichkeitsverteilung der Marktwertänderung benötigt.

Bei Verwendung der oben angegeben Normalverteilungsapproximation für die Wahrscheinlichkeitsverteilung der Marktwertänderung ergibt sich

$$\boxed{\mathrm{VaR} = z_p\sigma_{\mathrm{P\&L}} = z_p H\sqrt{a^2\sigma_A^2 + 2\varrho_{AB}a\sigma_A b\sigma_B + b^2\sigma_B^2}\,.}$$

Die rechte Seite ist dann eine Approximation für den Value-at-Risk zu einer vorgegebenen Prognosewahrscheinlichkeit p. Dabei bezeichnet z_p das sogenannte p-Quantil (p-Fraktil) der Standardnormalverteilung, d. h. für eine standardnormalverteilte Zufallsvariable Z gilt $\mathbf{P}(Z \le z_p) = p$.

Portfolioaggregation mit Hilfe von Korrelationen: Betrachtet man anstelle des Portfolios die beiden Teilportfolios, die sich aus den Einzelpositionen ergeben, dann können analog die beiden Value-at-Risk-Maßzahlen

$$\boxed{\mathrm{VaR}_A = z_p H a\sigma_A \quad \text{und} \quad \mathrm{VaR}_B = z_p H b\sigma_B}$$

bestimmt werden. Der Value-at-Risk für das Portfolio kann aus diesen beiden Maßzahlen gewonnen werden, wenn zusätzlich die Korrelation verwendet wird, es gilt

$$\boxed{\mathrm{VaR}(\varrho_{AB}) = \sqrt{\mathrm{VaR}_A^2 + 2\varrho_{AB}\,\mathrm{VaR}_A\,\mathrm{VaR}_B + \mathrm{VaR}_B^2}\,.}$$

Im Extremfall $\varrho_{AB} = 1$, in welchem keinerlei Portfoliodiversifikation stattfindet, geht diese Formel in

$$\boxed{\mathrm{VaR}(1) = \mathrm{VaR}_A + \mathrm{VaR}_B}$$

über. Im Fall $\varrho_{AB} = 0$, der bei einer bivariaten Normalverteilung die stochastische Unabhängigkeit impliziert, ergibt sich der Spezialfall

$$\boxed{\mathrm{VaR}(0) = \sqrt{\mathrm{VaR}_A^2 + \mathrm{VaR}_B^2}\,.}$$

Für $0 < \varrho_{AB} < 1$ gilt $\mathrm{VaR}(0) < \mathrm{VaR}(\varrho_{AB}) < \mathrm{VaR}(1)$.

Zeitliche Aggregation: Zwischen der auf eine Zeiteinheit bezogenen Volatilität $\sigma^{(1)}$ und der auf H Zeiteinheiten bezogenen Volatilität $\sigma^{(H)}$ gilt der Zusammenhang

$$\boxed{\sigma^{(H)} = \sqrt{H}\,\sigma^{(1)}.}$$

Dieser auch als *Quadratwurzelregel* bekannte Zusammenhang impliziert in Fällen, bei denen sich der Value-at-Risk einfach aus der mit einem Faktor multiplizierten Volatilität ergibt, den analogen Zusammenhang

$$\boxed{\mathrm{VaR}^{(H)} = \sqrt{H}\,\mathrm{VaR}^{(1)}}$$

zwischen dem auf eine Zeiteinheit bezogenen Value-at-Risk $\mathrm{VaR}^{(1)}$ und dem auf H Zeiteinheiten bezogenen Value-at-Risk $\mathrm{VaR}^{(H)}$.

Alle bisher abgeleiteten Zusammenhänge und Berechnungsformeln hängen auf die eine oder andere Art von Normalverteilungsannahmen ab. Ob sich die Grundideen und Methoden der Marktrisikoberechnung auf den Bereich der Kreditrisikoberechnung übertragen lassen, hängt damit entscheidend davon ab, in wieweit sich bei der Kreditrisikomodellierung Normalverteilungsannahmen rechtfertigen lassen.

3. Übertragbarkeit auf die Kreditrisikomodellierung

In diesem Abschnitt wird die Übertragbarkeit der Konzepte der Markt- auf die Kreditrisikomodellierung unter den folgenden vier Aspekten diskutiert:

- der Verwendung des bei der Marktrisikomessung eingesetzten Value-at-Risk-Konzeptes bei der Definition des ökonomischen Kapitals;
- der möglichen Nutzung der Normalverteilung als Verteilung der Portfolioverluste;
- der Rolle der multivariaten Normalverteilung bei der Modellierung von Abhängigkeiten;
- der Datenverfügbarkeit und der Parameterschätzung.

Value-at-Risk und ökonomisches Kapital: Das **ökonomische Kapital** wird bei der Kreditrisikomessung in der Regel durch die Differenz zwischen einem p-Quantil der Verlustverteilung und dem *erwarteten Verlust*, der durch den Erwartungswert der Verlustverteilung gemessen wird, definiert. Dabei gehört das p-Quantil zu einer vorgegebenen Wahrscheinlichkeit p, beispielsweise $p = 99\%$. Die Verlustverteilung bezieht sich auf einen bestimmten Zeithorizont, typischerweise auf ein Jahr. In der Value-at-Risk-Literatur spricht man in diesem Fall auch von einem *relativen* Value-at-Risk[6]. Die so definierte Differenz wird auch als unerwarteter Verlust bezeichnet. Der Begriff „unerwarteter Verlust" wird allerdings im Bereich der Kreditrisikomessung nicht einheitlich verwendet. Er wird auch als Bezeichnung (a) für die Differenz zwischen einem aktuellen Verlust und dem erwarteten Verlust, (b) für den zufälligen, potentiellen über den erwarteten Verlust hinausgehende Verlust, (c) für die Standardabweichung der Verlustverteilung[7] und (d) als Bezeichnung für den Wert des p-Quantils der Verlustverteilung verwendet.[8]

Abweichend von dieser üblichen Definition[9] des ökonomischen Kapitals wird von einigen Autoren auch eine Definition des ökonomischen Kapitals nur basierend auf dem Quantil der Verlustverteilung betrachtet.[10] In der wissenschaftlichen Diskussion werden auch alternative Konzepte für die Messung des ökonomischen Kapitals diskutiert, die nicht auf dem Value-at-Risk-Konzept basieren.[11]

Die üblichen *Value-at-Risk-Parameter* bei der Marktrisikomessung sind ein Tag oder zehn Tage für den Zeithorizont, die fiktive Haltedauer des Marktportfolios, und ein Bereich von 95 bis 99 Prozent für den Wahrscheinlichkeitsparameter. Bei der Kreditrisikomessung ist der übliche Zeithorizont dagegen ein Jahr und der relevante Bereich für den Wahrscheinlichkeitsparameter ist die Spanne von 99 bis 99,98 Prozent.

Die Leptokurtosis der Verlustverteilung, die bei der Kreditrisikomessung im Vergleich zur Normalverteilung eine größere Wahrscheinlichkeit extremer Verluste impliziert, führt zu einer starken Sensitivität des p-Quantils der Verlustverteilung auf kleine Änderungen des Wahrscheinlichkeitsniveaus p. Variiert man das Wahrscheinlichkeitsniveau in der Spanne von 99 bis 99,98 Prozent, so variiert der Abstand zwischen dem zugehörigen p-Quantil und dem Mittelwert, wenn dieser als Vielfaches der Standardabweichung ausgedrückt wird, zwischen 2,3 und 3,5 für eine Normalverteilung, zwischen 3,6 und 7,5 für eine Exponentialverteilung und zwischen 4,0 und 9,1 für eine Chiquadrat-Verteilung mit einem Freiheitsgrad. Eine alternative Maßzahl, die als Kapitalmultiplikator bezeichnet werden kann[12], ist der Quotient von Quantil und Standardabweichung. Dieser Kapitalmultiplikator variiert zwischen 4,6 und 8,5 für eine Exponentialverteilung und zwischen 4,7 und 9,8 für eine Chiquadrat-Verteilung mit einem Freiheitsgrad. Für eine Normalverteilung, bei der unterstellt ist, dass der Mittelwert dreimal so groß wie die Standardabweichung ist, so dass praktisch die gesamte Wahrscheinlichkeitsmasse im Bereich der positiven Zahlen liegt, variiert der Kapitalmultiplikator zwischen 5,3 und 6,5. Wiederum werden jeweils Wahrscheinlichkeitsniveaus zwischen 99 und 99,98 Prozent betrachtet. Dieser Koeffizient kann für andere Verteilungen bei 99,98 Prozent die Größenordnung von 20 erreichen[13]. Für die Poisson-Verteilung lässt sich aus Tabellen für die Quantile berechnen, dass der Kapitalmultiplikator bei einem Intensitätsparameter von 1 zwischen 5 und 7 variiert und bei einem Intensitätsparameter von 100 Werte zwischen 12,5 und 13,7 annimmt, wenn das Wahrscheinlichkeitsniveau zwischen 99 und 99,98 Prozent variiert.

Diese hohe Sensitivität bewirkt auch, dass eine nichtparametrische Schätzung des Value-at-Risk mit den bei der Marktrisikomessung eingesetzten Verfahren der historischen Simulation[14] im Rahmen der Kreditrisikomessung kaum möglich ist. Durch den bei der Kreditrisikomessung üblichen Jahreshorizont liegen im Vergleich zur Marktrisikomessung nur relativ wenige Beobachtungen vor, so dass ein nichtparametrischer Schätzer des Quantils einen erheblichen Stichprobenfehler aufweist. Dieser ist einerseits auf die kleine Anzahl der Beobachtungen und andererseits auf die im Bereich des Quantils sehr flach verlaufende Dichtefunktion zurückzuführen. Eine weitere Komplikation entsteht dadurch, dass die Verlustverteilung diskret ist oder diskrete Anteile enthält, die im Bereich der extremen Quantile zu Mehrdeutigkeiten führen und eine statistische Schätzung zusätzlich erschweren.[15]

Normalverteilung und Verteilung der Portfolioverluste: Bei der Kreditrisikomessung ist im Unterschied zum Marktrisiko die Gestalt der Verteilung des Portfolioverlustes in der

Regel weit von der Normalverteilungsgestalt entfernt. Dies gilt auch dann, wenn es sich um ein gewöhnliches Kreditportfolio ohne Kreditderivate handelt. Ursachen sind die ihrer Natur nach diskreten Ausfallereignisse, die unterschiedlichen Kreditbeträge und Abhängigkeitsstrukturen, vor allem aber die Tatsache, dass die Ausfälle seltene Ereignisse sind. Typischerweise ist die Verlustverteilung schief in Richtung großer Verluste, so dass bei demselben Mittelwert und derselben Standardabweichung die Wahrscheinlichkeit großer Verluste, die über einer vorgegebenen Schwelle liegen, im Vergleich zur Normalverteilung größer ist. Dies erklärt zusammen mit der Leptokurtosis die oben angesprochene starke Sensitivität des ökonomischen Kapitals auf Änderungen des Wahrscheinlichkeitsniveaus. Die Abweichung der Verlustverteilung von der Normalverteilung soll zunächst an einem **einfachen** Beispiel illustriert werden, das danach verallgemeinert wird.

Für N Kredite resultiert im Fall des Ausfalls jeweils ein Verlust von v Geldeinheiten. Unter der Annahme, dass jeder Kredit mit *derselben* Wahrscheinlichkeit p ausfällt und dass die *Ausfallereignisse stochastisch unabhängig* sind, ist der zufällige Verlust durch die Zufallsvariable

$$V = vS, \quad \mathrm{Vert}(S) = \mathrm{Bin}(N, p)$$

beschrieben. Dabei bezeichnet S die zufällige Anzahl der insgesamt ausgefallenen Kredite. Diese folgt einer Binomialverteilung mit den Parametern N und p. Man könnte S und damit auch V näherungsweise als normalverteilt unterstellen. Damit aber die Normalverteilungsapproximation befriedigend ist, sollte p nicht zu klein sein und N hinreichend groß sein. Die Normalverteilungsapproximation ist dann

$$\mathrm{Vert}(S) \approx N(\mu, \sigma^2), \quad \mu = Np, \quad \sigma = \sqrt{Np(1-p)}\,.$$

Als Alternative bietet sich die Approximation der Wahrscheinlichkeitsverteilung von S durch eine Poisson-Verteilung mit dem Parameter $\lambda = Np$ an,

$$\mathrm{Vert}(S) \approx \mathrm{Poi}(\lambda).$$

Dazu sollte p klein und N relativ groß sein. Eine Poisson-Verteilung ist rechtsschief (linkssteil) und weist eine positive Überschusswölbung, die auch Exzess genannt wird, auf. Diese Überschusswölbung führt zur weiter oben angesprochenen Leptokurtosis der Verteilung. Die Poisson-Verteilung nähert sich für große Werte von λ zwar einer Normalverteilung, für nicht zu große Werte von λ, z. B. für $\lambda \leq 100$, weist aber die Poisson-Verteilung eine andere Gestalt des rechten Endes der Verteilung auf, die zu einer größeren Wahrscheinlichkeit extremer Verluste im Vergleich zu einer Normalverteilung führt.

Ein allgemeinerer Fall ergibt sich, wenn für die N Kredite die möglichen *Verlustbeträge* v_i *unterschiedlich hoch* sind und wenn die Kredite *unterschiedliche Ausfallwahrscheinlichkeiten* p_i aufweisen. Der zufällige Portfolioverlust ist dann durch

$$V = \sum_{i=1}^{N} v_i I_i \tag{1}$$

mit stochastisch unabhängigen und bernoulliverteilten Zufallsvariablen I_i beschrieben, die im folgenden als *Ausfallvariablen* bezeichnet werden. Dabei bedeutet $I_i = 1$, dass der i-te Kredit ausgefallen ist, und $I_i = 0$ bedeutet, dass der i-te Kredit innerhalb des vorgegebenen Zeithorizontes nicht ausgefallen ist. Dabei gilt

$$\mathbf{P}(I_i = 1) = p_i = 1 - \mathbf{P}(I_i = 0)\,,$$

d. h. I_i ist eine bernoulliverteilte Zufallsvariable mit $\mathrm{Vert}(I_i) = \mathrm{Bin}(1, p_i)$ und der Bernoulliparameter p_i ist die Ausfallwahrscheinlichkeit des i-ten Kredites. In diesem Fall ist die Anzahl der Ausfälle im Portfolio,

$$S = \sum_{i=1}^{N} I_i\,,$$

nicht mehr binomialverteilt, da die Ausfallwahrscheinlichkeiten nicht identisch sind. Falls sich die einzelnen Verlustbeträge nicht zu stark voneinander unterscheiden, die Ausfallwahrscheinlichkeiten nicht zu unterschiedlich sind und N relativ groß ist, während die Ausfallwahrscheinlichkeiten relativ klein sind, bietet sich wieder die Approximation mit Hilfe einer Poisson-Verteilung an,

$$V \approx \bar{v}S, \qquad \mathrm{Vert}(S) \approx \mathrm{Poi}(\lambda), \qquad \lambda = N\bar{p}\,.$$

Bei dieser doppelten Approximation werden die Ausfallwahrscheinlichkeiten durch die mittlere Ausfallwahrscheinlichkeit,

$$\bar{p} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} p_i\,,$$

und die einzelnen Verlustbeträge durch den mittleren Verlustbetrag,

$$\bar{v} = \frac{I}{N}\sum_{i=1}^{N} v_i\,,$$

ersetzt. Diese doppelte Approximation wird z. B. im CreditRisk+-Modell durchgeführt, indem Größenklassen der potentiellen Verlustbeträge (exposure bands) gebildet werden, die dann durch einen mittleren Verlustbetrag repräsentiert werden, und dadurch, dass die Anzahl der Ausfälle innerhalb einer Größenklasse durch eine Poisson-Verteilung abgebildet wird.

Bei dieser Approximation wird vorausgesetzt, dass die Kredite in jeder Größenklasse näherungsweise die gleiche Größenordnung besitzen und dass alle Größenklassen mit einer größeren Anzahl von Krediten besetzt sind. Dies wird dann problematisch, wenn sich Großkredite im Portfolio befinden und dabei die größte der Größenklassen mit zu wenigen Krediten besetzt ist oder die Spannbreite der möglichen Verlustbeträge in dieser Größenklasse zu weit ist. In diesem Fall kann bei Portfoliobetrachtungen der Effekt der Risikominderung durch Diversifikation nicht ausreichend greifen. „Da hier aber von einer entsprechend hohe Transparenz hinsichtlich des Underlying ausgegangen wird, können Kreditderivate auf Einzeltitel eingesetzt werden, um das gesamte Kreditrisiko, d. h. die unsystematische in Verbindung mit der systematischen Komponente, zu reduzieren. So hat sich für das Kreditmarktsegment Großunternehmen und Staaten bereits ein liquider Markt für Kreditderivate etabliert.“[16] Aus diesem Grund wird im folgenden die spezielle Problematik, die sich aus Großkrediten ergibt, bei der Portfoliobetrachtung nicht weiter untersucht.

Eine weitere Verallgemeinerung ergibt sich, wenn die Verlustbeträge pro Kredit nicht deterministisch, sondern stochastisch modelliert werden. Üblicherweise geschieht dies durch die stochastische Modellierung der Rückgewinnungsquote (recovery rate) eines Kredites. Ein Standardansatz ist es, die Rückgewinnungsquoten der einzelnen Kredite als insgesamt stochastisch unabhängig sowie unabhängig von den Ausfallvariablen und der Kredithöhe zu unterstellen. Der stochastische Verlustbeitrag des i-ten Kredites zum Gesamtverlust ist daher $(1 - R_i)k_i$, wenn k_i den nominalen Kreditbetrag bezeichnet. Der Gesamtverlust eines Portfolios von N Krediten ist dann durch

$$V = \sum_{i=1}^{N} k_i(1 - R_i)\, I_i$$

gegeben. Dabei werden die Zufallsvariablen $1 - R_i$ üblicherweise durch Beta-Verteilungen modelliert und die Ausfallvariablen sind bernoulliverteilt. Tendenziell wird durch die stochastische Modellierung der Rückgewinnungsquoten die Annäherung an eine Normalverteilung verbessert.

Multivariate Normalverteilung und Modellierung der Abhängigkeit: Bei der Marktrisikomodellierung wird üblicherweise die Annahme gemacht, dass die Risikofaktoren gemeinsam einer multivariaten Normalverteilung folgen. Diese Annahme impliziert, dass die einzelnen Risikofaktoren, aber auch Linearkombinationen von Risikofaktoren, univariat normalverteilt sind. Häufig wird diese Annahme nicht explizit formuliert, weil irrtümlich geglaubt wird, dass eine multivariate Normalverteilung schon dann gegeben ist, wenn für die einzelnen Risikofaktoren eine univariate Normalverteilung unterstellt wird.

Es wird dann aber, z. B. beim Kovarianzansatz der Marktrisikobestimmung, so gerechnet, als liege eine multivariate Normalverteilung der Risikofaktoren vor. Durch die Annahme einer multivariaten Normalverteilung kann man sich bei Spezifikation von Abhängigkeiten auf Korrelationen beschränken, da diese bei der multivariaten Normalverteilung als einzige zusätzliche Parameter zu den Parametern der einzelnen univariaten Normalverteilungen hinzukommen.

Im Bereich der Kreditrisikomodellierung kann im allgemeinen nicht mit der multivariaten Normalverteilung gearbeitet werden. Betrachtet man z. B. für den i-ten Kredit in einem Portfolio die Ausfallvariable I_i mit der Realisation 1, falls der i-te Kredit ausfällt, und der Realisation 0, falls dieser Kredit nicht ausfällt, so ist jede Ausfallvariable bernoulliverteilt, wobei der Bernoulliparameter die Ausfallwahrscheinlichkeit des i-ten Kredites ist. Die Ausfallvariablen eines Portfolios mit N Krediten folgen gemeinsam einer N-dimensionalen Bernoulliverteilung. Durch gegebene Ausfallwahrscheinlichkeiten und gegebene Ausfallkorrelationen ist die N-dimensionale Bernoulliverteilung aber nicht spezifiziert, es liegen lediglich die ersten und zweiten Momente und somit die Mittelwerte, Streuungen, Kovarianzen und Korrelationen fest. Die Korrelationen charakterisieren hier nur die paarweisen Abhängigkeiten zweiter Ordnung zwischen jeweils zwei Krediten. Weitere Maßzahlen sind erforderlich, um zusätzlich die Abhängigkeitsstruktur zwischen jeweils drei, vier usw. bis N Krediten festzulegen. Erst mit diesen zusätzlichen Maßzahlen ist die N-dimensionale Bernoulliverteilung so spezifiziert, dass sich beispielsweise ausrechnen lässt, wie groß die Wahrscheinlichkeit dafür ist, dass in einem gegebenen Zeitraum von den N im Portfolio befindlichen Krediten genau K Kredite ausfallen (für $K = 0, 1, \ldots, N$).

Eine Befreiung aus diesem Informationsdefizit erfolgt auf verschiedene Arten:

1. durch die Beschränkung auf die ersten und zweiten Momente;
2. durch die Annahme stochastischer Unabhängigkeit;
3. durch die Zurückführung auf multinormalverteilte Bonitätsvariablen;
4. durch die Annahme spezieller Abhängigkeitsstrukturen.

Teilweise liegt aber auch in der Kreditrisikoliteratur noch nicht das ausreichende Problembewusstsein vor. Dies zeigt sich dann, wenn von der notwendigen Berücksichtigung von Korrelationen so gesprochen wird, als wäre durch diese die Abhängigkeitsstruktur bereits hinreichend erfasst.

Beschränkung auf die ersten und zweiten Momente: Bei gegebenen Ausfallwahrscheinlichkeiten p_i und Ausfallkorrelationen ϱ_{ij} zwischen jeweils zwei Ausfallvariablen I_i und I_j lassen sich der Mittelwert und die Standardabweichung des Portfolioverlustes bestimmen. Für die in (1) angegebene Verlustvariable V sind beispielsweise der Mittelwert durch

$$\mathrm{E}[V] = \sum_{j=1}^{N} v_j p_j$$

und die Standardabweichung durch

$$\sigma_V = \sqrt{\sigma_V^2}, \qquad \sigma_V^2 = \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} v_i v_j \varrho_{ij} \sigma_i \sigma_j$$

gegeben. Dabei sind die Standardabweichungen der einzelnen Ausfallvariablen durch den Zusammenhang

$$\sigma_i = \sqrt{p_i(1-p_i)}$$

eindeutig als Funktion der Ausfallwahrscheinlichkeiten festgelegt und es gilt $\varrho_{ij} = 1$ für $i = j$. Die zusätzlich zu den Ausfallwahrscheinlichkeiten für die Berechnung der Standardabweichung benötigten Informationen sind nur die Korrelationen für jeweils zwei Ausfallvariablen. Zwischen diesen Korrelationen und den simultanen paarweisen Ausfallwahrscheinlichkeiten $p_{ij} = \mathbf{P}(I_i = I_j = 1)$ besteht der Zusammenhang

$$\varrho_{ij} = (p_{ij} - p_i p_j)/(\sigma_i \sigma_j) .$$

Wenn lediglich die Ausfallwahrscheinlichkeiten und -korrelationen gegeben sind, bleiben weitere Eigenschaften der Verlustverteilung unbekannt. Dieser Ansatz ist höchstens für eine grobe Abschätzung des Verlustpotenzials oder des ökonomischen Kapitals tauglich, da der Zusammenhang zwischen den ersten und zweiten Momenten einerseits und den Quantilen andererseits von Verteilung zu Verteilung sehr verschieden ist.

Annahme stochastischer Unabhängigkeit: Durch die Annahme stochastischer Unabhängigkeit erhält man ein leicht berechenbares Modell, das in einem gewissen Sinn als Referenz- oder Idealfall aufgefasst werden kann. Diese Annahme impliziert, dass alle Ausfallkorrelationen den Wert Null haben. Durch die systematische Unterschätzung in der Regel gleichläufiger Abhängigkeiten wird dabei ein Diversifikationseffekt vorgetäuscht, der dazu führt, dass die Wahrscheinlichkeit extremer Verluste systematisch unterschätzt wird.

Zurückführung auf multinormalverteilte Bonitätsvariablen: Man führt ein System von N in der Regel nicht direkt beobachtbaren Bonitätsvariablen B_i ein, die gemeinsam multivariat normalverteilt sind. Die Ausfallvariablen I_i und die Bonitätsvariablen B_i sind dadurch verknüpft, dass das Ausfallereignis $I_i = 1$ genau dann eintritt, wenn die Bonitätsvariable B_i eine nichtstochastische Ausfallschranke s_i unterschreitet. Die Ausfallwahrscheinlichkeit des i-ten Kredites ist daher durch

$$p_i = \mathbf{P}(B_i < s_i) = \Phi((s_i - \mu_i)/\sigma_i)$$

gegeben, wobei Φ die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung bezeichnet und μ_i sowie σ_i die Parameter der normalverteilten Bonitätsvariablen sind. Eine Alternative besteht in einer log-normalverteilten Bonitätsvariablen zusammen mit einer positiven Ausfallschranke. Bei dieser Modifikation besteht zwischen der Ausfallwahrscheinlichkeit und den Parametern der Bonitätsvariablen der modifizierte Zusammenhang

$$p_i = \mathbf{P}(\ln(B_i) < \ln(s_i)) = \Phi((\ln(s_i) - \mu_i)/\sigma_i) .$$

Folgt beispielsweise der Vermögenswert eines Unternehmens im Zeitablauf einer geometrischen Brown'schen Bewegung mit den Parametern μ_i und σ_i, so ist die Wahrscheinlichkeit, dass im Zeitraum von t nach $t+1$ ausgehend von einem Vermögen $b_{i,t}$ das zufällige Vermögen $B_{i,t+1}$ eine kritische Schranke s_i unterschreitet, durch

$$p_{i,t+1} = \mathbf{P}(\ln(B_{i,t+1}) < \ln(s_i)) = \Phi((\ln(s_i) - \ln(b_{i,t}) - \mu_i^*)/\sigma_i)$$

mit $\mu_i^* = \mu_i - \sigma_i^2/2$ gegeben. Hieraus wird deutlich, dass über die zeitliche Entwicklung des Vermögens die Ausfallwahrscheinlichkeit im Zeitablauf jetzt selbst einem stochastischen Prozess folgt, der durch den stochastischen Prozess der Entwicklung des Vermögens getrieben wird. Dabei ist das Argument der Funktion Φ der sogenannte standardisierte Abstand zum Ausfall (distance to default)[17]. Im Rahmen von Modellen, die auf dem Konzept der risikoneutralen Bewertung (risk-neutral valuation) beruhen, setzt man für μ_i den risikofreien Zinssatz ein. Die mit Hilfe des risikofreien Zinssatzes berechnete Wahrscheinlichkeit wird als risikoneutrale Ausfallwahrscheinlichkeit bezeichnet[18].

Annahme spezieller Abhängigkeitsstrukturen: Bei der Spezifikation spezieller Abhängigkeitsstrukturen müssen verschiedene Ansätze unterschieden werden: (a) die Erklärung der Abhängigkeitsstruktur und damit auch der Korrelationsstruktur der Ausfallvariablen durch weitere Variablen, (b) die Erklärung der Ausfallwahrscheinlichkeiten durch beobachtbare ökonomische Variablen, (c) die Erklärung der Volatilität der Ausfallwahrscheinlichkeiten durch variierende Hintergrundfaktoren bzw. latente Variablen. Der methodische Hintergrund ist in der Regel das Konzept der bedingten Unabhängigkeit[19]. Dabei sind die Ausfallvariablen bedingt auf explizit modellierte beobachtbare Risikofaktoren oder auf implizit modellierte Hintergrundfaktoren unabhängig. Durch die Variation der Risiko- bzw. Hintergrundfaktoren entsteht eine Abhängigkeitsstruktur zwischen den Ausfallvariablen.

Zu (a): Im ersten Fall kann ein Faktormodell ähnlich wie bei der Marktrisikomessung konzipiert werden. Die postulierte Abhängigkeitsstruktur kann verwendet werden, um die unbekannte Korrelationsstruktur der Ausfallvariablen auf die Korrelationsstruktur beobachtbarer Variablen, z. B. von Aktienkursrenditen, zurückzuführen[20].

Zu (b): Ein weiterer Ansatz besteht darin, die Ausfallwahrscheinlichkeiten mit Hilfe statistischer Probit- oder Logit-Modelle durch beobachtbare ökonomische Variablen zu erklären[21].

Zu (c): Bei einem Ansatz, der z. B. im CreditRisk+-Modell verwendet wird, bleiben die Hintergrundfaktoren unbeobachtbare Größen, die auf die Modellparameter einwirken,

z. B. auf Ausfallwahrscheinlichkeiten als Parameter von Bernoulliverteilungen oder auf Ausfallintensitäten als Parameter von Poisson-Verteilungen. Die Hintergrundfaktoren finden ihren Niederschlag in einer stochastischen Modellierung der Ausfallparameter. Durch die Durchschnittsbildung über die Hintergrundfaktoren wird für die bedingt als unabhängig vorausgesetzten Ausfallvariablen unbedingt eine Abhängigkeitsstruktur erzeugt.

Datenverfügbarkeit und Parameterschätzung: Die beschränkte Verfügbarkeit von aktuellen Kreditdaten einerseits und die Seltenheit von Ausfallereignissen andererseits führt dazu, dass Parameterschätzungen nicht sehr stabil sein können. Einzelne zusätzliche Beobachtungen können zu erheblichen Änderungen der Parameterschätzungen führen. Dennoch ist es in den Kreditrisikomodellen üblich, die geschätzten Parameter so zu behandeln, als seien es die wahren Größen. Dieses Vorgehen eliminiert oberflächlich gesehen zwar ein Problem durch Nichtbeachtung, hat aber den Preis sich im Zeitablauf permanent ändernder Modellparameter. Eine tiefergehende statistische Behandlung hat den Vorteil, dass ein Teil der scheinbaren Modellschwankungen dem Stichprobenfehler zugerechnet wird und eine Anpassung der Modellparameter erst dann erforderlich wird, wenn sich die Parameterschätzungen statistisch signifikant von den bisher zugrunde gelegten Modellparametern unterscheiden. Ein anderer Problemkreis eröffnet sich im Zusammenhang mit korrelierten Beobachtungen, da sich die für stochastisch unabhängige Beobachtungen entwickelten Standardverfahren zur Bestimmung von Stichprobenfehlern nicht anwenden lassen.[22]

4. Bankenaufsicht und Kreditrisikomodellierung

Im Juni 1999 veröffentlichte der Baseler Ausschuss für Bankenaufsicht – im folgenden kurz *Baseler Ausschuss* genannt – das Konsultationspapier *„Neuregelung der angemessenen Eigenkapitalausstattung“* (A New Capital Adequacy Framework) mit der Aufforderung zur Kommentierung bis zum März des Jahres 2000[23]. Einige Kernpunkte der Reaktionen auf diese Vorschläge werden im folgenden anhand der Stellungnahmen des Bundesverbandes deutscher Banken (BdB), des Zentralen Kreditausschusses (ZKA) und der International Swaps and Derivatives Association (ISDA) diskutiert[24]. Kurz zuvor, im April 1999, veröffentlichte die Models Task Force des Baseler Ausschusses ein Konsultationspapier mit dem Titel „Credit Risk Modelling: Current Practices and Applications“[25]. Es basiert auf einer Untersuchung von 20 großen Banken in 10 Ländern. Auf dieses Papier erhielt die Models Task Force als Reaktion 22 Stellungnahmen, deren Tendenzen vom Baseler Ausschuss in einem kurzen Papier[26] zusammengefasst wurden. Stellvertretend für Reaktionen aus der Kreditwirtschaft wird im folgenden auf die Stellungnahme der Global Association of Risk Professionals (GARP) Bezug genommen[27].

Gegenüber der bisherigen Regelung der angemessenen Eigenkapitalausstattung für Kreditrisiken gibt es drei entscheidende Änderungen:

1. den Vorschlag eines modifizierten Gewichtungsverfahrens (Standardverfahren) mit der Berücksichtigung externer Ratings als Einstufungskriterium;

2. den Vorschlag, in eingeschränktem Ausmaß auch interne Ratingverfahren zuzulassen, und
3. eine vorläufige Ablehnung portfolioorientierter Kreditrisikomodelle, allerdings verbunden mit dem Ausblick auf eine mögliche Anerkennung in einigen Jahren.

Diese drei Punkte werden in den nächsten drei Unterabschnitten behandelt. Die darauf folgenden beiden Unterabschnitte sind offenen Fragen bezüglich der Beziehung zwischen ökonomischem und regulatorischem Kapital und bezüglich der bedingten oder unbedingten Definition des ökonomischen Kapitals gewidmet.

Modifiziertes Standardverfahren und externes Rating: Das modifizierte Gewichtungsschema sieht Gewichtungsfaktoren zwischen 0 Prozent für Forderungen an Staaten mit besten Ratings und 150 Prozent für Forderungen an Staaten, Banken oder Unternehmen mit einem sehr schlechten Rating vor. Die einzigen verwendeten Zwischenstufen sind 20 Prozent, 50 Prozent und 100 Prozent. Nicht geratete Unternehmen erhalten den Gewichtungsfaktor 100 Prozent. Diese Gewichtungsfaktoren oder Bonitätsgewichte haben keine empirische Grundlage.

Als Alternative zum vom Baseler Ausschuss vorgeschlagenen Gewichtungsschema für verschiedene Klassen von Krediten schlägt die ISDA Risikogewichte für eine zweidimensionale Klassierung nach Ausfallwahrscheinlichkeiten einerseits und Laufzeiten andererseits (ISDA-Index) vor. Inhaltlich sieht der ISDA-Vorschlag eine stärkere Gewichtung schlechter Risiken vor als der Baseler Vorschlag[28].

Zulassung interner Ratingverfahren: *„For some sophisticated banks, the Committee believes that an internal ratings-based approach could form the basis for setting capital charges, subject to supervisory approval and adherence to quantitative and qualitative guidelines“*[29]. Im Januar 2000 zeigt die Models Task Force des Baseler Ausschusses für Bankenaufsicht in ihrem Diskussionspapier „Range of Practice in Banks' Internal Ratings Systems“ auf, dass die eingesetzten internen Ratingmodelle eine große Spannbreite bezüglich der berücksichtigten Risikofaktoren, der verwendeten Anzahl von Risikoklassen und der eingesetzten Methodologie aufweisen. *„While there does not appear to be a single standard for the structure and operation of internal rating systems, the survey highlighted a few alternative approaches. These can be viewed as points on a continuum with, at one extreme, systems focussed on the judgement of expert personnel, and on the other, those based solely on statistical models“*[30]. *„Moreover, there appear to be certain elements for which standards and guidance could be developed in consultation with the industry“*[31].

In seiner Stellungnahme zum Baseler Vorschlag schlägt der Bundesverband deutscher Banken eine achtstufige Referenzskala (master-scale) vor, die auf Ausfallwahrscheinlichkeiten beruht und nach unten bei 0,02 Prozent und nach oben bei 20 Prozent gekappt ist[32]. Diesen acht Stufen sollen dann Bonitätsgewichte zugeordnet werden. Dieser Vorschlag ist in leicht modifizierter Form Bestandteil der Stellungnahme des ZKA geworden[33]. Die dort vorgeschlagenen Bonitätsgewichte reichen von 3,43 Prozent für Stufe 1 bis zu 223,43 Prozent für Stufe 8. Wegen „der geringen Anzahl extern gerateter Unternehmen in Deutschland ... ist eine gleichberechtigte und vor allem gleichzeitige Anerkennung bankinterner Bonitätsbeurteilungen unverzichtbar“[34].

Das vom Prinzip her additive Standardverfahren erfasst keine Diversifikationseffekte, gleichgültig, ob es externe oder interne Ratingverfahren berücksichtigt. Um die Möglichkeit zu eröffnen, dennoch für ein gut diversifiziertes Portfolio niedrigere Eigenkapitalanforderungen zu ermöglichen, sieht der Vorschlag des ZKA eine zweite Skala mit niedrigeren Bonitätsgewichten vor, die zur Anwendung kommen können, wenn das Portfolio eine „hohe Granularität" aufweist. Die vorgeschlagenen Kriterien für hohe Granularität eines klar abgrenzbaren Portfolio sind, dass das Kreditvolumen jedes einzelnen Kreditnehmers 200 000 DM nicht überschreitet und dass das Kreditvolumen jedes einzelnen Kreditnehmers 0,1 Prozent des Gesamtwertes des Portfolios nicht übersteigt.

Während sich der Baseler Ausschuss eine Regelung für angemessene Eigenkapitalausstattung basierend auf internen Ratingverfahren nur für *„sophisticated banks"* vorstellen kann, plädiert die ISDA – ebenso wie der ZKA[35] – für einen größeren Anwendungsbereich. Die ISDA schlägt vor, eine Referenzskala (common metric, master-scale) basierend auf Ausfallwahrscheinlichkeiten zu konzipieren, mit deren Hilfe aus den Ergebnissen interner Ratingverfahren die Eigenkapitalanforderungen abgeleitet werden können[36].

Portfolioorientierte Kreditrisikomessung: Obwohl zu diesem Zeitpunkt die Diskussion und die Entwicklung von Modellen zur Kreditrisikomessung bereits relativ fortgeschritten war, kommt der Baseler Ausschuss zu einer eher verhaltenen Einschätzung des Einsatzes von Modellen zu Kreditrisikomessung – zumindest was deren momentane Eignung für die Bestimmung der angemessenen Eigenkapitalausstattung betrifft. *„The Committee welcomes the use already made of these models in some bank's risk management systems, and recognises their use by some supervisors in their appraisals. However, it is clear that, because of a number of difficulties, including data availability and model validation, credit risk models are not yet at the stage where they can play an explicit part in setting regulatory capital requirements. The Committee will verify how this could become possible after further development and testing, and intends to monitor closely progress on these issues"*[37]. Der ZKA stellt dazu fest: „Die bankaufsichtliche Anerkennung von Kreditrisikomodellen steht derzeit jedoch noch nicht zur Diskussion"[38]. Die ISDA ist in ihrer Stellungnahme optimistisch bezüglich des Einsatzes von Kreditrisikomodellen zur Erfassung von Diversifikationseffekten und sieht die Hoffnung, dass die sich jetzt abzeichnende Anerkennung interner Ratingverfahren ein Schritt in die Richtung eines zukünftigen Einsatzes von Portfoliomodellen zur Berechnung von Eigenkapitalanforderungen ist[39].

Ökonomisches und regulatorisches Kapital: Während es das mehrfach erklärte Ziel der Bankenaufsicht ist, keine Lücke zwischen dem ökonomischen und dem regulatorischen Kapital anzustreben, bezieht die ISDA in ihrer Stellungnahme vom Februar 2000 zu diesem Punkt eine abweichende Position. So wird vorgeschlagen, dass die bankaufsichtlichen Anforderungen an die Eigenkapitalausstattung nur **Mindeststandards** (regulatorisches Kapital) spezifizieren sollten, die nicht notwendig mit den eigenen Zielen der Banken für eine angemessene Kapitalausstattung (ökonomisches Kapital) identisch sind. Jedoch sollten bei der Ermittlung des ökonomischen und des regulatorischen Kapitals dieselben Risikotreiber relevant sein. Weiterhin kann sich die ISDA vorstellen, dass eine Neuregelung zu insgesamt niedrigeren Kapitalanforderungen führt.

Bedingte Modellierung versus unbedingte Modellierung des Kreditrisikos: Ein typisches Beispiel für ein Kreditrisikomodell, bei dem die Berechnung auf den jeweiligen Zustand der Ökonomie bedingt ist, ist das auf Beiträgen von Thomas Wilson[40] beruhende CreditPortfolio View von McKinsey. Bei diesem Ansatz werden die verwendeten Übergangsmatrizen so angepasst, dass in einer Aufschwungphase des Kreditzyklus die Wahrscheinlichkeit für eine Bonitätsverbesserung größer ist als in einer Abschwungphase.

In diesem Zusammenhang stellt sich die grundsätzliche Frage nach der Funktion der regulatorischen Eigenkapitalausstattung. Kann die erforderliche Eigenkapitalausstattung als Mittelwert über verschiedene ökonomische Zustände bestimmt werden oder muss diese nicht an die jeweilige ökonomische Situation angepasst sein? Entscheidet man sich für die zweite Alternative, so sind unbedingte Modelle sehr skeptisch zu beurteilen, da diese nur im langfristigen Durchschnitt richtig sind. Interessant ist in diesem Zusammenhang die Stellungnahme der Global Association of Risk Professionals (GARP): *„... in difficult times, the risk manager must explicitly change the parameters, whether that the default probabilities or macroeconomic parameters determine the default probabilities. ... Any model's acceptability depends ... on producing an output consistent with the current economic environment. ... it does not and should not matter if this is achieved by adapting either the model or the parameters"*.[41] Die Übernahme dieser Position würde ein Modell mit am langfristigen Durchschnitt kalibrierten Parametern nicht zulassen.

Hierbei handelt es sich um eine grundsätzliche und konzeptionelle Frage, mit der sich der Baseler Ausschuss bisher nicht in ausreichendem Maß auseinandergesetzt hat. Hinweise darauf, dass dies eine empirisch zu beantwortende Frage sei, sind nicht zielführend. *„Ultimately, the question of whether unconditional or conditional approaches to credit risk modelling offer a bank the best prospects for model stability and reliability is an empirical one"*.[42] Damit ist aber die Frage nach der richtigen Basis für die erforderliche Eigenkapitalausstattung nicht beantwortet, denn empirisch ist es durchaus möglich, dass sowohl unbedingte Modelle im langfristigen Durchschnitt als auch bedingte Modelle in der jeweiligen Periode eine gute Modellstabilität und Reliabilität aufweisen. Die Frage, ob sich das regulatorische Eigenkapital, aber auch das ökonomische Eigenkapital zyklischen Effekten anzupassen hat, ist eine konzeptionelle und keine empirische Frage.

Anmerkungen

1 Eine Übersicht über die bei der Marktrisikomessung eingesetzten Approximationsverfahren gibt Huschens (2000b).

2 Für einen vergleichenden Überblick siehe Huschens/Locarek-Junge (2000) und Saunders (1999). Für den Vergleich von CreditMetrics und CreditRisk+ siehe Gordy (2000) und Wahrenburg/Niethen (2000).

3 Siehe Huschens (2000b), Locarek-Junge (1998).

4 Siehe Huschens (2000a, 2000b).

5 Vgl. Huschens (2000b).

6 Vgl. z. B. CSFP (1997), S. 24; Dowd (1998), S. 41; Jorion (1997), S. 87.

7 Vgl. Basel (1999b), S. 13 u. 18; Kiesel/Schmid (2000), S. 73 u. 77.

8 Z. B. Saunders (1999), S. 52.

9 Vgl. z. B. Basel (1999b), S. 15; Saunders (1999), S. 96.

10 So z. B. Overbeck/Stahl (1998), S. 100.

11 Für eine Diskussion alternative Konzepte siehe Overbeck/Stahl (1998), S. 101 und Guthoff/Pfingsten/Wolf (1998).

12 Vgl. Overbeck/Stahl (1998), S. 106, die das ökonomische Kapital auf S. 100 mit dem Quantil der Verlustverteilung identifizieren.

13 Dies berichten Overbeck/Stahl (1998), S. 101. Allerdings wird dort nicht ganz klar, auf welches Portfolio sich die Autoren beziehen.

14 Vgl. z. B. Huschens (2000a, 2000b).

15 Zur Sensitivität siehe auch Gordy (2000), S. 142.

16 Burghof/Henke/Rudolph (2000), S. 159.

17 Vgl. dazu z. B. Kiesel/Schmid (2000), S. 64.

18 Vgl. Kiesel/Schmid (2000), S. 65; Saunders (1999), S. 79.

19 Vgl. dazu Huschens/Locarek-Junge (2000), S. 39.

20 Siehe z. B. Kiesel/Schmid (2000), S. 74.

21 Vgl. Wilson (1997a, 1997b).

22 Siehe zu einer Einführung in diese Problematik Huschens/Locarek-Junge (2000), S. 43.

23 Vgl. Basel (1999a).

24 Siehe BdB (1999), ZKA (2000), ISDA (1999).

25 Siehe Basel (1999b).

26 Siehe Basel (1999c).

27 GARP (1999).

28 ISDA (2000), S. 24–25.

29 Basel (1999b), S. 5.

30 Basel (2000), S. 4.

31 Basel (2000), S. 41.

32 BdB (1999).

33 ZKA (2000), S. 18.

34 ZKA (2000), S. 3.

35 „Aus Wettbewerbsgründen müssen die Anforderungen darüber hinaus so gestaltet sein, dass sie nicht nur von den im Konsultationspapier genannten ‚hoch entwickelten' (sophisticated) Kreditinstituten erfüllt werden können, sondern von allen Kreditinstituten ..." (ZKA 2000, S. 22).

36 ISDA (2000), S. 22.

37 Basel (1999a), S. 14.

38 ZKA (2000), S. 20.

39 ISDA (2000), S. 16.

40 Vgl. Wilson (1997a, 1997b).

41 GARP (2000), S. 34.

42 Basel (1999b), S, 29.

Literatur

Basle Committee on Banking Supervision, A New Capital Adequacy Framework. Consultative Paper Issued by the Basle Committee on Banking Supervision, Basel (June) 1999a.

Basle Committee on Banking Supervision, Credit Ratings and Complementary Sources of Credit Quality Information, Working Paper No. 3, Basel (August) 2000a.

Basle Committee on Banking Supervision, Credit Risk Modelling: Current Practices and Applications, Basel (April) 1999b.

Basle Committee on Banking Supervision, Range of Practice in Bank's Internal Ratings Systems, Basle (January) 2000b.

Basle Committee on Banking Supervision, Summary of Responses Received on the Report „Credit Risk Modelling: Current Practices an Applications", Basle (May) 2000c.

Bundesverband deutscher Banken (BdB), Standardansatz für eine gleichzeitige und gleichwertige bankaufsichtliche Anerkennung interner und externer Ratingsysteme, Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen 23, 1999, S. 1327.

Burghof, H.-P., Henke, S., Rudolph, B., Die bankaufsichtliche Behandlung von Kreditderivaten im Lichte eines aktiven Kreditportfoliomanagements, in: Oehler (2000), S. 149–177.

Credit Suisse Financial Products (CSFP), CreditRisk+: A Credit Risk Management framework, London 1997.

Dowd, K., Beyond Value at Risk: The New Science of Risk Management, Chichester 1997.

Global Association of Risk Professionals (GARP), Response to Basle's Credit Risk Modelling: Current Practices and Applications – By the Committee on Regulation and Supervision, New York (September) 1999.

Gordy, M. B., A Comparative Anatomy of Credit Risk Models, Journal of Banking & Finance 24, 2000, S. 119–149.

Gupta, G. M., Finger, C. C., Bhatia, M., CreditMetrics – Technical Document, New York 1997.

Guthoff, A., Pfingsten, A., Wolf, J., Der Einfluss einer Begrenzung des Value at Risk oder des Lower Partial Moment One auf die Risikoübernahme, in: Oehler (1998), S. 112–153.

HUSCHENS, S., Value-at-Risk-Berechnung durch historische Simulation, Dresdner Beiträge zu Quantitativen Verfahren 30/00, Dresden 2000a.
HUSCHENS, S., Verfahren zur Value-at-Risk-Berechnung im Marktrisikobereich, in: Handbuch Risikomanagement, Hrsg.: L. JOHANNING, B. RUDOLPH, München 2000b.
HUSCHENS, S., LOCAREK-JUNGE, H., Konzeptionelle und statistische Grundlagen der portfolioorientierten Kreditrisikomessung, in: OEHLER (2000), S. 25–50.
INTERNATIONAL SWAPS AND DERIVATIVES ASSOCIATION (ISDA), A New Capital Adequacy Framework. Comments on a Consultative Paper Issued by the Basle Committee on Banking Supervision in June 1999, London (February) 2000.
JORION, P., Value at Risk: The New Benchmark for Controlling Market Risk, Chicago 1997.
KIESEL, R., SCHMID, B., Aspekte der stochastischen Modellierung von Ausfallwahrscheinlichkeiten in Kreditportfoliomodellen, in: OEHLER (2000), S. 51–83.
LOCAREK-JUNGE, H., Risikomessung in Portefeuilles mit Derivaten, in: OEHLER (1998), S. 199–227.
OEHLER, A. (Hrsg.), Credit Risk und Value-at-Risk Alternativen, Stuttgart 1998.
OEHLER, A. (Hrsg.), Kreditrisikomanagement – Portfoliomodelle und Derivate, Stuttgart 2000.
OVERBECK, L., STAHL, G., Stochastische Modelle im Risiko-Management des Kreditportfolios, in: OEHLER (1998), S. 97–110.
SAUNDERS, A., Credit Risk Measurement. New Approaches to Value at Risk and Other Paradigms, New York 1999.
WAHRENBURG, M., NIETHEN, S., Vergleichende Analyse alternativer Kreditrisikomodelle, Kredit und Kapital 33, 2000, S. 235–257.
WILSON, T., Portfolio Credit Risk (I), Risk 10 (9), 1997a, S. 111–119.
WILSON, T., Portfolio Credit Risk (II), Risk 10 (10), 1997b, S. 56–61.
ZENTRALER KREDITAUSSCHUSS, Stellungnahme zur „Neuregelung der angemessenen Eigenkapitalausstattung" des Baseler Ausschusses für Bankenaufsicht, Bonn (März) 2000.

Risiko aus volkswirtschaftlicher Sicht

Ulrich Blum

Dieser Beitrag behandelt Risiko aus Sicht der volkswirtschaftlichen Theorie. Risiko ist Folge der Berücksichtigung von Zeit in ökonomischen Modellen, und diese zeitliche Dimension wird vor dem Hintergrund alternativer Theorien untersucht. Dabei gewinnen solche ökonomischen Auffassungen Bedeutung, die nicht dem neoklassischen Konstrukt folgend – hier der Alte Institutionenökonomik – oder die dieses erweitern – hier die Neue Institutionenökonomik und die Industrieökonomik. Darauf aufbauend wird in verwandte Welten eingeführt – Chaos und externe Effekte –, um schließlich in einen wirtschaftspolitischen Ausblick zu münden.

1. Risiko in der ökonomischen Theorie

Das neoklassische Referenzmodell und seine Erweiterung

Die neoklassische „Lehrbuchtheorie" als didaktisches Referenzmodell einer „perfekten" Welt kennt den Begriff des Raumes und der Zeit nicht. Sie schließt eine Reihe bedeutsamer Effekte der Realität aus, vor allem die Kosten der Raumüberwindung und das Risiko. Darüber hinaus unterstellt sie optimierendes Verhalten aller Agenten, d. h. Nutzenmaximierung bei Haushalten und Gewinnmaximierung bei Unternehmen, sowie totale Informationsverfügbarkeit.

Die Ausblendung des Raumes impliziert den Verzicht auf eine Reihe für die hier behandelte Fragestellung bedeutsamer Phänomene; insbesondere zu nennen sind:

- **Spill-overs:** Das Hinüberwirken von Effekten aus einem Teilraum in einen anderen Teilraum führt häufig zu externen Effekten, d. h. nicht kompensierten Vor- und Nachteilen, die Wirtschaftssubjekten aufgrund der Produktions- oder Konsumaktivität Dritter entstehen. Dies gilt beispielsweise für den Umweltbereich, wenn ein Kraftwerk die Luft verschmutzt und dadurch die Anwohner schädigt.
- **Friktion:** Wirkungen lassen mit zunehmender Entfernung vom Ort ihrer Aktivität nach, sodass Reichweite zu einer bedeutenden ökonomischen Fragestellung wird, beispielsweise als Entfernungswiderstand.
- **Transportkosten:** Raumüberwindung erfordert die Bereitstellung ökonomischer Ressourcen, ist also nicht kostenfrei.

Infolge dieser Effekte wird der Markt- und Wettbewerbsprozess nicht zwingend zu effizienten Ergebnissen führen (Blum 2000, S. 171 ff. und S. 460 ff.). Märkte lassen sich von-