

PETER ALBRECHT/MARKUS HUGGENBERGER

Finanzrisikomanagement

Methoden zur Messung, Analyse und Steuerung finanzieller Risiken

KORREKTURHINWEISE

Version vom 29. Mai 2017

Abschnitt 2.6, S. 53

Abschließend erwähnt sei noch, dass das Monotonieaxiom (ADEH 4) durch die folgende Forderung ersetzt werden kann:

$$\text{(Negativität)} \quad L \leq 0 \quad \Rightarrow \quad R[L] \leq 0. \quad (\text{ADEH 4'})$$

Abschnitt 2.B, S. 84

Ein wesentlicher Vorteil dieser Vorgehensweise besteht darin, dass eine vorherige Bestimmung von VaR-Werten nicht erforderlich ist, um den ES zu bestimmen.

Abschnitt 2.B, S. 85

Aus diesen Überlegungen resultiert das folgende lineare Minimierungsproblem in den Variablen s, z_1, \dots, z_T :

$$s + \frac{1}{T\alpha} \sum_{t=1}^T z_t \rightarrow \min \quad (2.B.17a)$$

unter den Nebenbedingungen ...

Abschnitt 2.C, S. 90-92

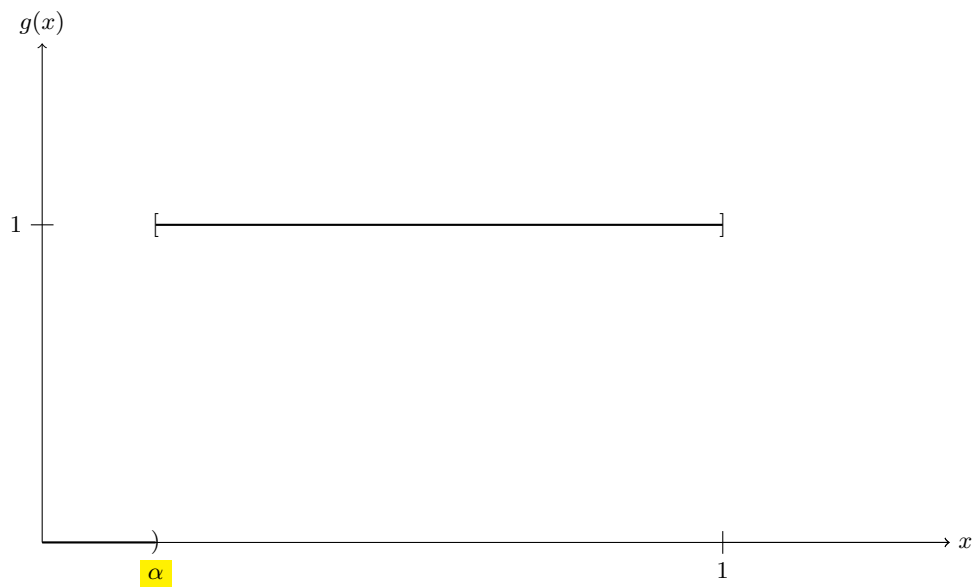
Beginnen wir mit dem VaR. Dieser ist ein Verzerrungs-Risikomaß. Die zugehörige Verzerrungsfunktion g lautet bei Vorgabe eines Signifikanzniveaus α (bestimmt wird damit das Quantil der Verlustverteilung zum Konfidenzniveau $1 - \alpha$)

$$g(x) = \begin{cases} 0 & 0 < x < \alpha \\ 1 & \alpha \leq x \leq 1. \end{cases} \quad (2.C.9)$$

[...]

Die Verzerrungsfunktion des VaR weist im Punkt $x = \alpha$ eine Unstetigkeitsstelle auf.

Entsprechende Korrektur Abbildung 2.C.1:

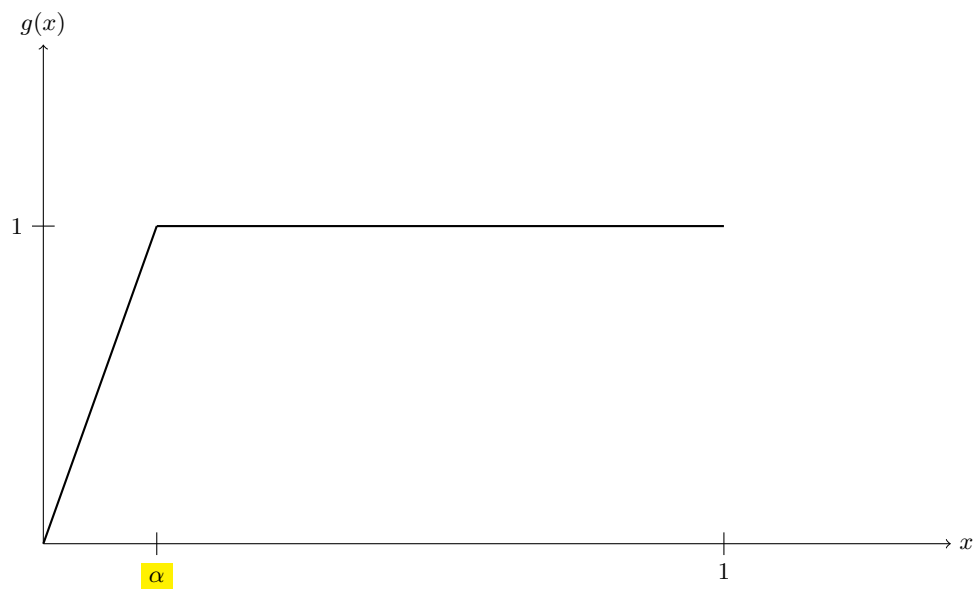


[...]

Die zum Expected Shortfall zum Signifikanzniveau α gehörige Verzerrungsfunktion lautet

$$g(x) = \begin{cases} \frac{x}{\alpha} & 0 \leq x \leq \alpha \\ 1 & \alpha \leq x \leq 1. \end{cases} \quad (2.C.11)$$

Entsprechende Korrektur Abbildung 2.C.2:



Beispiel 3.3.1, S. 118

$$s_{EWMA}^2(T+1) = 0,06 \cdot 0,02^2 + 0,94 \cdot 0,03^2 = 0,00087$$

Abschnitt 3.4.2, S. 121

$$\begin{aligned} \text{VaR}_{\alpha,t-1}[R_t] &= -Q_\alpha[Z_t] \sigma_t - \mu_t \\ \mu_t &= \mu + \phi_1(r_{t-1} - \mu) \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1(r_{t-1} - \mu_{t-1})^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2. \end{aligned} \quad (3.4.11)$$

Abschnitt 3.9.1, S. 139

$$\begin{aligned} \text{P}(L - u \leq x \mid L > u) &= \frac{\text{P}(L \leq x + u, L > u)}{\text{P}(L > u)} = \frac{\text{P}(u < L \leq x + u)}{\text{P}(L > u)} \\ &= \frac{\text{P}(L \leq x + u) - \text{P}(L \leq u)}{\text{P}(L > u)} = \frac{F(x + u) - F(u)}{1 - F(u)}, \end{aligned}$$

Abschnitt 3.9.2, S. 145

Zunächst wird hierbei die Funktion $C(x)$ in (3.9.15) durch eine Konstante C ersetzt,
...

Abschnitt 3.9.2, S. 146

$$\widehat{\text{ES}}_\varepsilon[L] = \frac{u \cdot \hat{\alpha}_H}{\hat{\alpha}_H - 1} \left(\frac{n}{N_u} \cdot \varepsilon \right)^{-1/\hat{\alpha}_H} = \frac{u \cdot \hat{\alpha}_H}{\hat{\alpha}_H - 1} \left(\frac{N_u/n}{\varepsilon} \right)^{1/\hat{\alpha}_H}. \quad (3.9.20)$$

$$\frac{\widehat{\text{ES}}_\varepsilon[L]}{\widehat{\text{VaR}}_\varepsilon[L]} = \frac{\hat{\alpha}_H}{\hat{\alpha}_H - 1} = \frac{1}{1 - \hat{\xi}_H}, \quad (3.9.21)$$

wobei $0 < \hat{\xi}_H := 1/\hat{\alpha}_H < 1$.

Abschnitt 3.10, S. 146

$$\widehat{\text{VaR}}_{\alpha_1}[L] = \text{VaR}_{\alpha_0}[L] + \frac{\hat{\beta}}{\hat{\xi}} \left[\left(\frac{N_u}{n \alpha_1} \right)^{\hat{\xi}} - 1 \right]. \quad (3.10.1)$$

Abschnitt 3.11.1, S. 149

$$\widehat{\text{VaR}}_{\alpha}[t] = \widehat{\text{VaR}}_{\alpha}[L_t \mid L_{t-1}, \dots, L_{t-\tau}] = N_{1-\alpha} s(t-1) + \bar{m}(t-1).$$

Abschnitt 3.13, S. 157

$$k = \begin{cases} 3 & a \leq 4 & \text{(grün)} \\ 3 + 0,2(a - 4) & 5 \leq a \leq 9 & \text{(gelb)} \\ 4 & a \geq 10 & \text{(rot)}. \end{cases} \quad (3.13.8)$$

Abschnitt 3.16.1, S. 167, S. 169

Zweitens steigt die Schwankungsbreite, gemessen als absoluter **Root**-Mean-Squared-Error oder als Länge des 90 %-Bootstrap-Konfidenzintervalls [...]

Tabelle 3.16.5, **RMSE** statt MSE

Abschnitt 4.5.2, S. 214

Bezeichne $\chi_{\alpha}^2(1, c)$ das α -Quantil der $\chi^2(1, c)$ -Verteilung, so gilt mit $L := -\Delta V$ (sowie unter der zusätzlichen Annahme $\gamma > 0$)

$$\alpha = P(L > \text{VaR}) = P(\Delta V < -\text{VaR}) = P\left(\frac{\Delta V - b}{\gamma \sigma^2/2} < -\frac{\text{VaR} + b}{\gamma \sigma^2/2}\right).$$

Hieraus folgt

$$-\frac{\text{VaR} + b}{\gamma \sigma^2/2} = \chi_{\alpha}^2(1, e^2)$$

Abschnitt 4.5.5, S. 216

Verweise auf Abschnitt **4.4.4** statt 4.5.4

Abschnitt 4.7, S. 222

Abbildung 4.7.2, rechte Spalte: Beschriftung y-Achsen ohne [%]

Abschnitt 5.2.3.3, S. 255

Da die Größe $\frac{1}{n}GA_\alpha$ für $n \rightarrow \infty$ gegen null geht, [...]

Abschnitt 5.3.2.5, S. 276

Literaturüberblicke bieten etwa Bielecki/Rutkowski (2002, Kapitel 3), Huang/Huang (2003), Lando (2004, Kapitel 2 und 3) sowie Wingenroth (2004, Kapitel 7).

Abschnitt 5.3.2.6, S. 278

$$DD_T = \frac{\ln(A_0/DP) + m_A T}{\sigma_A \sqrt{T}}. \quad (5.3.44)$$

Abschnitt 5.4.2.1, S. 286

Für den HPP gilt nach Beziehung (7.A.4)

$$\begin{aligned} PS(s,t) &= \exp[-\lambda(t-s)] \\ PD(s,t) &= 1 - \exp[-\lambda(t-s)]. \end{aligned} \quad (5.4.8)$$

Für $s = 0$ impliziert dies $P(\tau > t) = PS(0,t) = \exp[-\lambda t]$. Somit folgt die Ausfallzeit τ einer Exponentialverteilung (vgl. hierzu Abschnitt 10.9) mit Parameter λ , $\tau \sim Exp(\lambda)$. Allgemeiner korrespondiert (5.4.8) mit der Gedächtnislosigkeit der Exponentialverteilung, denn daraus ergibt sich $PS(s,t) = P(\tau > t | \tau > s) = P(\tau > t - s) = \exp(-\lambda(t-s))$.

Für die Ausfallzeit im Falle des HPP gilt zudem

$$\mathbb{E}[\tau] = \sigma[\tau] = 1/\lambda. \quad (5.4.9)$$

Abschnitt 5.4.3.1, S. 291

Die Ausfallkorrelation können wir auch äquivalent in Termen der Überlebenswahrscheinlichkeiten ausdrücken. Hierzu definieren wir noch die Größe

$PS_{ij}(t) = P(\tau_i > t, \tau_j > t)$. Es gilt $PD_{ij}(t) = PS_{ij}(t) - 1 + PD_i(t) + PD_j(t) = PS_{ij}(t) - PS_i(t) - PS_j(t) + 1$ und damit insgesamt

$$\rho(D_i(t), D_j(t)) = \frac{PS_{ij}(t) - PS_i(t)PS_j(t)}{\sqrt{PD_i(t)PS_i(t)PD_j(t)PS_j(t)}}. \quad (5.4.29b)$$

Abschnitt 5.4.3.1, S. 292

$$P(\tau_1 \leq t_1, \tau_2 \leq t_2) = C(F_1(t_1), F_2(t_2)) \quad (5.4.32)$$

Abschnitt 5.6.3.2, S. 308

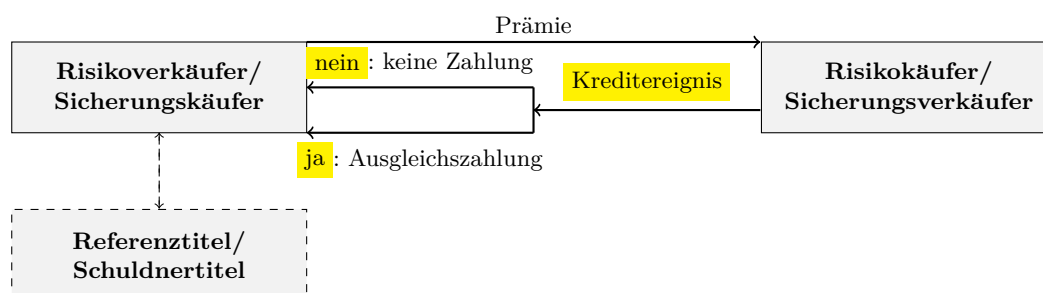
Das j -te Element $p_{ij}(t)$ dieses Zustandsvektors entspricht der Wahrscheinlichkeit – gegeben die Start-Ratingklasse i – zum Zeitpunkt t in Ratingklasse j zu sein.

Abschnitt 5.6.3.2, S. 309

$$v_{ij}(t) = \sum_{s=1}^t Z_s [1 + f(s, t)]^{t-s} + \sum_{s=t+1}^T Z_s [1 + f_j(t, s)]^{-(s-t)} + N [1 + f_j(t, T)]^{-(T-t)}. \quad (5.6.11)$$

Abschnitt 6.3.2.1, S. 379

Abbildung 6.3.2: Grundstruktur eines Credit Default Swap



Abschnitt 6.B, S. 406

$$\mathbb{E}_Q^t [\mathbb{1}(\tau > T)] = Q(\tau > T | \tau > t) = RNPS(t, T)$$

Blick in die Praxis 9.2, S. 459

Bezogen auf die Summe von 30 777 Mio. Euro der ökonomischen Kapitalien für Markt-, Kredit- und operationelles Risiko beträgt der Diversifikationseffekt ca. 14,41 %.

Blick in die Praxis 9.3, S. 462

Die Deutsche Bank weist in ihrem Geschäftsbericht 2012 die folgende Allokation des gemäß Blick in die Praxis 9.2 ermittelten ökonomischen Kapitals in Höhe von 28 741 Mio. Euro aus:

Abschnitt 9.4, S. 465

Zur Darstellung einer Kapitalallokation auf der formalen Ebene geht man in der Regel davon aus, dass die Allokation des Risikokapitals auf das i -te Segment nur von der Segmentverlustgröße L_i und von der Verlustgröße $L = L_1 + \dots + L_n$ auf Unternehmensebene abhängt, nicht aber von der Zusammensetzung des Verlustes $L - L_i = \sum_{j \neq i} L_j$ der restlichen Unternehmenssegmente.

Abschnitt 9.5, S. 466

Damit gilt¹⁰ bei vollständiger Kapitalallokation ($i = 1, \dots, n$)

$$\sum_{i=1}^n \varphi(L_i; L) = 1. \quad (9.5.2b)$$

Abschnitt 9.5.4, S. 470

$$R(x_1^0, \dots, x_{i-1}^0, x_i^0 + \Delta x_i, x_{i+1}^0, \dots, x_n^0) - R(x_1^0, \dots, x_n^0) \approx D_i(x_1^0, \dots, x_n^0) \cdot \Delta x_i. \quad (9.5.14)$$

Abschnitt 9.7.4.2, S. 485

Tasche (2008a) zeigt ferner, dass für ein **positiv homogenes** und subadditives Ausgangsrisikomaß R für das Euler-Prinzip die schwache No Undercut-Bedingung (9.6.1) erfüllt ist, ...