

Verwendungszweck von Risikomanagement:

- Bestimmung der Mindestkapitalanforderungen:
Kapital, das benötigt wird um event. Verluste abzudecken.
- Als Management Tool:
zur Bestimmung der Risiken die unterschiedliche Einheiten einer Firma eingehen dürfen.

Einige Grundlegende Risikomaße

- Gewichtete Summe der Aktiva (Assetklassenspezifische Gewichte)
ZB. Basel I (1998):

$$\text{Cooke Ratio} = \frac{\text{Eigenkapital}}{\text{risikogewichtete Summe der Aktiva}} \geq 8\%$$

$$\text{Gewicht} := \begin{cases} 0 & \text{für Forderungen gegenüber staatlichen Schuldner} \\ & \text{(OECD-Staaten)} \\ 20 & \text{für Forderungen gegenüber Kreditinstituten} \\ 50 & \text{für grundpfandrechtlich gesicherte Realkredite} \\ 100 & \text{für alle sonstigen Risikoaktiva, d. h. alle Kredite an} \\ & \text{Unternehmen} \end{cases}$$

Nachteile: Kein Unterschied zwischen Long und Short Positionen, berücksichtigt keine Diversifikationseffekte.

- Sensitivität gegenüber Risikofaktoren

Portfoliowert zum Zeitpunkt t_n : $V_n = f(t_n, Z_n)$,
 Z_n ist ein Vektor von d Risikofaktoren

Sensitivitätskoeffizienten: $f_{z_i} = \frac{\delta f}{\delta z_i}(t_n, Z_n)$, $1 \leq i \leq d$

Beispiel: “The Greeks” eines PF sind die Sens.koeffizienten

Nachteile: Aggregation zum Risikomaß bei simultanen
 Veränderungen von mehreren Faktoren schwierig;
 bei mehreren Märkten ist Aggregation zum Risikomaß für das
 Gesamtportfolio schwierig;

- Szenario basierte Risikomaße

Sein N die Anzahl möglicher Veränderungen der Risikofaktoren
 (= Szenarien).

Sei $\chi = \{X_1, X_2, \dots, X_N\}$ die Menge der Szenarien und
 $l_{[n]}(\cdot)$ der Verlustoperator des PF.

Jedem Szenario wird ein Gewicht w_i , $1 \leq i \leq N$, zugeordnet

Portfoliorisiko:

$$\Psi[\chi, w] = \max\{w_1 l_{[n]}(X_1), w_2 l_{[n]}(X_2), \dots, w_N l_{[n]}(X_N)\}$$

Beispiel 6 SPAN Regeln verwendet von CME (siehe Artzner et al., 1999)

PF besteht aus mehreren Einheiten eines Future Kontrakts und mehreren Put bzw. Call Optionen desselben Kontakts mit gleicher Laufzeit.

Berechnung der SPAN Marge:

Szenarien i , $1 \leq i \leq 14$:

Szenarien 1 bis 8		Szenarien 9 bis 14	
Volatilität	Preis der Future	Volatilität	Preis der Future
↗ ↘	↗ $\frac{1}{3} * Range$ ↗ $\frac{2}{3} * Range$ ↗ $\frac{3}{3} * Range$ →	↗ ↘	↘ $\frac{1}{3} * Range$ ↘ $\frac{2}{3} * Range$ ↘ $\frac{3}{3} * Range$

Szenarien i , $i = 15, 16$ stellen extreme Bewegungen nach oben bzw. unten des Futurepreises

$$w_i = \begin{cases} 1 & 1 \leq i \leq 14 \\ 0,35 & 15 \leq i \leq 16 \end{cases}$$

Ein bestimmtes Modell (zB. Black-Scholes) wird verwendet um die Optionpreise in den entsprechenden Szenarien zu generieren.

- Verfahren basierend auf die Verlustverteilung.

Der Verlust L_{n+1} wird mit Hilfe einer Wahrsch.verteilung $F_{L_{n+1}}$ modelliert, entweder direkt oder mit Hilfe der Risikofaktoren.

Die Parameter von $F_{L_{n+1}}$ werden anhand von historischen Daten geschätzt.

1. Die Standardabweichung (STD)

Wird vor allem in der PF-Theorie verwendet.

Nachteile:

- STD existiert nur für Verteilungen mit $E(L^2) < \infty$, d.h. Probleme bei “fat tailed” (leptokurtischen) Verlustverteilungen;
- Gewinne und Verluste beeinflussen die Standardabweichung gleichermaßen.

Beispiel 7 $L_1 \sim N(0, 2)$, $L_2 \sim t_4$ (Student Verteilung mit 4 Freiheitsgraden)

Es gilt $\sigma^2(L_1) = 2$ und $\sigma^2(L_2) = \frac{m}{m-2} = 2$

Die Verlustwarsch. ist jedoch viel größer bei L_2 als bei L_1 .

Plote den logarithmischen Quotient $\ln[P(L_2 > x)/P(L_1 > x)]!$

2. Value at Risk (VaR)

Definition 4 Sei L eine Verlustfunktion und $\alpha \in (0,1)$ ein gegebenes Konfidenzniveau.

$VaR_\alpha(L)$ ist die kleinste Zahl l , sodass $P(L > l) \leq 1 - \alpha$ gilt.

$$VaR_\alpha(L) = \inf\{l \in \mathbb{R}: P(L > l) \leq 1 - \alpha\} = \\ \inf\{l \in \mathbb{R}: 1 - F_L(l) \leq 1 - \alpha\} = \inf\{l \in \mathbb{R}: F_L(l) \geq \alpha\}$$

zB. ein Vorschlag von BIS (Bank of International Settlements):
 $VaR_{99\%}$ über ein Horizont von 10 Tagen soll als Maß für das Marktrisiko eines PF verwendet werden.

Definition 5 Sei $F: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ eine monoton steigende Funktion (d.h. $x \leq y \implies F(x) \leq F(y)$). Die Funktion $F^\leftarrow: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$, $y \mapsto \inf\{x \in \mathbb{R}: F(x) \geq y\}$ heißt verallgemeinerte inverse Funktion von F . Hier gilt $\inf \emptyset = \infty$.

Falls F streng monoton steigend, dann gilt $F^{-1} = F^\leftarrow$.

Definition 6 Sei $F: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ eine monoton steigende Funktion.
 $q_\alpha(F) := \inf\{x \in \mathbb{R}: F(x) \geq \alpha\}$ heist α -Quantil von F .

Für die Funktion L und seiner Verteilungsfunktion F gilt:
 $VaR_\alpha(L) = q_\alpha(F)$.

Beispiel 8 Sei $L \sim N(\mu, \sigma^2)$.

Es gilt $VaR_\alpha(L) = \mu + \sigma q_\alpha(\Phi) = \mu + \sigma \Phi^{-1}(\alpha)$,

wobei Φ die Verteilungsfunktion einer ZV $X \sim N(0, 1)$ ist.

Übung 1 Sei $F: [0, +\infty) \rightarrow [0, 1]$ mit $F(x) = \begin{cases} 1/2 & 0 \leq x < 1 \\ 1 & 1 \leq x \end{cases}$

$F^{-1} = ?$

Übung 2 Portfolio PF besteht aus 5 Stück einer Aktie A. Der heutige Preis von A ist $S_0 = 100$. Die täglichen Log-Rendite sind normal verteilt: $X_1 = \ln \frac{S_1}{S_0}$, $X_2 = \ln \frac{S_2}{S_1}, \dots \sim N(0, 0.1)$. Sei L_1 der 1-Tages PF-Verlust von heute auf morgen. Für eine normal verteilte ZV $Z \sim N(0, 1)$ gilt $F^{-1}(0.99) \approx 2.3$.

(a) $VaR_{0.99}(L_1) = ?$

(b) Berechnen Sie $VaR_{0.99}(L_{100})$ und $VaR_{0.99}(L_{100}^\Delta)$, wobei L_{100} der 100-Tage PF-Verlust über einen Zeithorizont von 100 Tagen ausgehend von heute ist. L_{100}^Δ ist die Linearisierung des obigen 100-Tage PF-Verlustes.

3. *Conditional Value at Risk (CVaR)* (oder *Expected Shortfall (ES)*)

Ein Nachteil von VaR: Gibt keine Auskunft darüber wie groß der Verlust sein könnte falls $L \geq VaR_\alpha(L)$.

Definition 7 Sei α ein vorgegebenes Konfidenzniveau und L eine kontinuierliche Verlustfunktion mit Verteilungsfunktion F_L .
 $CVaR_\alpha(L) := ES_\alpha(L) = E(L|L \geq VaR_\alpha(L))$.

$$CVaR_\alpha(L) = E(L|L \geq VaR_\alpha(L)) = \frac{E(LI_{[q_\alpha(L), \infty)}(L))}{P(L \geq q_\alpha(L))} = \frac{1}{1-\alpha} E(LI_{[q_\alpha(L), \infty)}) = \frac{1}{1-\alpha} \int_{q_\alpha(L)}^{+\infty} l dF_L(l)$$

I_A ist die Indikator Funktion der Menge A : $I_A(x) = \begin{cases} 1 & x \in A \\ 0 & x \notin A \end{cases}$

Lemma 1 Sei α ein vorgegebenes Konfidenzniveau und L eine kontinuierliche Verlustfunktion mit Verteilungsfunktion F_L . Es gilt
 $CVaR_\alpha(L) = \frac{1}{1-\alpha} \int_\alpha^1 VaR_p(L) dp$.

Sei F_L die diskrete Verteilungsfunktion einer Verlustverteilung L und ein vorgegebenes Konfidenzniveau α . Der *generalized CVaR* ist

$$GCVaR_\alpha(L) := \frac{1}{1-\alpha} \left[E(LI_{[q_\alpha(L), \infty)}) + q_\alpha(L) \left(1 - \alpha - P(L \geq q_\alpha(L)) \right) \right]$$

Beispiel 9 (a) Sei $L \sim \text{Exp}(\lambda)$. $\text{CVaR}_\alpha(L) = ?$

(b) Die Verteilungsfunktion F_L der Verlustfunktion L ist folgendermaßen gegeben: $F_L(x) = 1 - (1 + \gamma x)^{-1/\gamma}$, $x \geq 0$, $\gamma \in (0, 1)$.
 $\text{CVaR}_\alpha(L) = ?$

Beispiel 10 Sei $L \sim N(0, 1)$. Seien ϕ und Φ die Dichte- bzw. Verteilungsfunktion von L . Es gilt $\text{CVaR}_\alpha(L) = \frac{\phi(\Phi^{-1}(\alpha))}{1-\alpha}$.

Sei $L' \sim N(\mu, \sigma^2)$. Es gilt $\text{CVaR}_\alpha(L') = \mu + \sigma \frac{\phi(\Phi^{-1}(\alpha))}{1-\alpha}$.

Übung 3 Sei die Verteilungsfunktion von L die Student Verteilung mit $\nu > 1$ Freiheitsgraden Die Dichtefunktion von L ist

$$g_\nu(x) = \frac{\Gamma((\nu + 1)/2)}{\sqrt{\nu\pi}\Gamma(\nu/2)} \left(1 + \frac{x^2}{\nu}\right)^{-(\nu+1)/2}$$

Zeigen Sie, dass $\text{CVaR}_\alpha(L) = \frac{g_\nu(t_\nu^{-1}(\alpha))}{1-\alpha} \left(\frac{\nu + (t_\nu^{-1}(\alpha))^2}{\nu - 1}\right)$, wobei t_ν die Verteilungsfunktion von L ist.

Methoden zur Berechnung von VaR und CVaR

Portfoliowert: $V_m = f(t_m, Z_m)$

Z_m ist der Vektor von Risikofaktoren.

Verlustfunktion: $L_{m+1} = l_{[m]}(X_{m+1})$

X_{m+1} ist der Vektor der Veränderungen der Risikofaktoren.

Beobachtungen (historische Daten): Z_{m-n+1}, \dots, Z_m .

Wie können diese historischen Daten zur Berechnung von $VaR(L_{m+1})$, $CVaR(L_{m+1})$ verwendet werden?

Das empirische VaR bzw. CVaR

Sei x_1, x_2, \dots, x_n eine Stichprobe für die unabhängigen ZV X_1, X_2, \dots, X_n mit gemeinsamer Verteilungsfunktion F
(Notation: Die ZV X_1, X_2, \dots, X_n sind i.i.d.)

Empirische Verteilungsfunktion: $F_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n I_{[x_k, +\infty)}(x)$

Empirisches Quantil: $q_\alpha(F_n) = \inf\{x \in \mathbb{R}: F_n(x) \geq \alpha\} = F_n^{\leftarrow}(\alpha)$

Annahme: $x_1 > x_2 > \dots > x_n$. Dann gilt: $q_\alpha(F_n) = x_{[n(1-\alpha)]+1}$,
wobei $[y] = \sup\{n \in \mathbb{N}: n \leq y\}$ für jedes $y \in \mathbb{R}$.

$\hat{q}_\alpha(F) := q_\alpha(F_n)$ ist der empirische Schätzer des Quantils $q_\alpha(F)$.

Lemma 2 Sei F eine streng monoton steigende Funktion.
Dann gilt $\lim_{n \rightarrow \infty} \hat{q}_\alpha(F) = q_\alpha(F)$, $\forall \alpha \in (0, 1)$.

Der empirische Schätzer des CVaR ist

$$\widehat{CVaR}_\alpha(F) = \frac{\sum_{k=1}^{[n(1-\alpha)]+1} x_k}{[n(1-\alpha)] + 1}$$