

① $V_t = 1$

			Preis 2.Punkt t	Preis 2.Punkt t
α_1	Stück	FFSE 100	$s_{t+1,1}$ (GBP)	$s_{t+1,1}$ (GBP)
α_2	Stück	S&P 500	$s_{t+1,2}$ (USD)	$s_{t+1,2}$ (USD)
α_3	Stück	SMI	$s_{t+1,3}$ (EUR)	$s_{t+1,3}$ (EUR)

Risikofaktoren : Preise

Veränderung Risikofaktoren sind der logarithmierten Returns

$$x_1 = \ln \frac{s_{t+1,1}}{s_{t,1}} \quad x_2 = \ln \frac{s_{t+1,2}}{s_{t,2}} \quad x_3 = \ln \frac{s_{t+1,3}}{s_{t,3}}$$

Weitere Risikofaktoren: Wechselkurse EUR/GBP, EUR/USD

Sei $k_{t,1} (k_{t+1,1})$ Wechselkurs EUR/GBP zum 2.Punkt t (t+1)

$k_{t,2} (k_{t+1,2})$ - " - EUR/USD " t (t+1)

Veränderung Risikofaktoren: $x_4 = \ln \frac{k_{t+1,1}}{k_{t,1}}, \ln \frac{k_{t+1,2}}{k_{t,2}} =: x_5$

$$V_t = \alpha_1 \cdot k_{t,1} s_{t,1} + \alpha_2 k_{t,2} s_{t,2} + \alpha_3 s_{t,3}$$

$$V_{t+1} = \alpha_1 k_{t+1,1} s_{t+1,1} + \alpha_2 k_{t+1,2} s_{t+1,2} + \alpha_3 s_{t+1,3}$$

$$\text{Verlust} = V_t - V_{t+1} = - \left[\alpha_1 (k_{t+1,1} s_{t+1,1} - k_{t,1} s_{t,1}) + \alpha_2 (k_{t+1,2} s_{t+1,2} - k_{t,2} s_{t,2}) + \alpha_3 (s_{t+1,3} - s_{t,3}) \right]$$

$$= - \left[\alpha_1 \cdot k_{t,1} s_{t,1} \left(\frac{k_{t+1,1}}{k_{t,1}} \frac{s_{t+1,1}}{s_{t,1}} - 1 \right) + \alpha_2 k_{t,2} s_{t,2} \left(\frac{k_{t+1,2}}{k_{t,2}} \frac{s_{t+1,2}}{s_{t,2}} - 1 \right) + \alpha_3 s_{t,3} \left(\frac{s_{t+1,3}}{s_{t,3}} - 1 \right) \right]$$

$$= - \left[\frac{\alpha_1 k_{t,1} s_{t,1}}{V_t} (\exp(x_4) \exp(x_1) - 1) + \frac{\alpha_2 k_{t,2} s_{t,2}}{V_t} (\exp(x_5) \exp(x_2) - 1) + \alpha_3 \frac{s_{t,3}}{V_t} (\exp(x_3) - 1) \right] =: W_1 + W_2$$

Wobei W_i - Port. gewichtete

D.h. der Verlustoperator ist

$$\ell(x_1 x_2 \dots x_5) = w_1(\exp(x_1 + x_4) - 1) + w_2(\exp(x_2 + x_5) - 1) \\ + w_3(\exp(x_3) - 1)$$

$$e^{\Delta}(x_1 x_2 \dots x_5) = w_1(x_1 + x_4) + w_2(x_2 + x_5) + w_3 x_3$$

mit der Approx. 1. Ordnung

$$\exp(x) = 1+x \quad \text{für } x \approx 0$$

(2)

 Z_1, Z_2 Unkorrelierte zweier Portfolios

$$Z_1 \sim N(0,1) \quad Z_2 \sim N(0,1)$$

$$f_C(Z_1, Z_2) = 0$$

zu ~~finden~~ finden: $(X_1, X_2)^T$ und $(Y_1, Y_2)^T$ für die gilt:

$$X_1, X_2, Y_1, Y_2 \sim N(0,1)$$

$$f_C(X_1, X_2) = f_C(Y_1, Y_2) = 0$$

und aber $F_{X_1+X_2}(x) \neq F_{Y_1+Y_2}(x)$.Sei $(X_1, X_2) \sim N_2(0, I_2)$ mit $I_2 = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$ X_1, X_2 unabhängig und $X_1, X_2 \sim N(0,1)$

$$f_C(X_1, X_2) = 0$$

Sei V eine diskrete ZV mit $P(V=1) = 0.5 \quad P(V=-1) = 0.5$ und $Y_1 = X_1 \quad Y_2 = V \cdot X_1$ wobei V unabh. von X_1 $X_1 \sim N(0,1)$ per Auswahl $Y_2 = V X_1 \sim N(0,1)$ weil:

$$\{ P(V X_1 \leq x) = P(V X_1 \leq x | V=1) P(V=1) +$$

$$+ P(V X_1 \leq x | V=-1) P(V=-1), =$$

$$= 0.5 (P(X_1 \leq x) + P(-X_1 \leq x)) =$$

$$= 0.5 (P(X_1 \leq x) + P(X_1 \geq -x)) = 2 \cdot 0.5 \cdot P(X_1 \leq x) = P(X_1 \leq x)$$

$$V X_1 \stackrel{\text{def}}{=} X_1 \sim N(0,1)$$

weil $X_1 \sim N(0,1)$

$$f_C(Y_1, Y_2) = \frac{\text{Cov}(Y_1, Y_2)}{\sqrt{\text{Var}(Y_1) \text{Var}(Y_2)}} = \text{Cov}(Y_1, Y_2) = E((X_1 - E(X_1))(V X_1 - E(V X_1))) = E(X_1 \cdot V X_1) =$$

$$\begin{aligned}
&= E(X_1 X_1^2 | V_1 = 1) P(V_1 = 1) + E(X_1 X_1^2 | V_1 = -1) P(V_1 = -1) \\
&= E(x_1^3) P(V_1 = 1) + E(-x_1^3) P(V_1 = -1) \\
&= 0.5 (1 + (-1)) = 0
\end{aligned}$$

X_1 u. X_2 unabh. normal verteilt $\Rightarrow X_1 + X_2$ normalverteilt und $X_1 + X_2 \sim N(0, 2)$

$$F_{X_1 + X_2} = \Phi(\frac{x}{\sqrt{2}})$$

$Y_1 + Y_2$ nicht unabhängig.

Wir bestimmen $F_{Y_1 + Y_2}$:

für $x \geq 0$ gilt:

$$\begin{aligned}
F_{Y_1 + Y_2}(x) &= P(Y_1 + Y_2 \leq x) = P(X_1 + V_1 X_1 \leq x) = \\
&= P((1+V_1) X_1 \leq x) = P((1+V_1) X_1 \leq x | V_1 = 1) P(V_1 = 1) + \\
&\quad + P((1+V_1) X_1 \leq x | V_1 = -1) P(V_1 = -1) \\
&= P(2X_1 \leq x) 0.5 + P(0 \leq x) 0.5 = \\
&= 0.5 \left(1 + P(X_1 \leq \frac{x}{2})\right) = 0.5 \left(1 + \Phi\left(\frac{x}{2}\right)\right)
\end{aligned}$$

$$F_{Y_1 + Y_2}(x) = 0.5 \left(1 + \Phi\left(\frac{x}{2}\right)\right)$$

für $x < 0$ gilt $F_{Y_1 + Y_2}(x) = 1 - F_{Y_1 + Y_2}(-x)$ da die
drei X_1, V_1 Q gilt, weil symmetrisch

$$F_{Y_1 + Y_2}^{-1}(x) = t \Rightarrow F_{X_1 + X_2}^{-1}(t) = x = \Phi(V_1 t) = x \Rightarrow$$

$$\Leftrightarrow V_1 t = \Phi^{-1}(x) \Rightarrow t = \frac{1}{V_1} \Phi^{-1}(x)$$

$$\begin{aligned}
F_{Y_1 + Y_2}^{-1}(x) &= t' \Rightarrow F_{X_1 + X_2}^{-1}(t') = x \Leftrightarrow 0.5 \left(1 + \Phi\left(\frac{t'}{2}\right)\right) = x \Rightarrow \\
&= 2x - 1 = \Phi\left(\frac{t'}{2}\right) \Rightarrow t' = 2\Phi^{-1}(2x - 1) \text{ und } \frac{1}{V_1} \Phi^{-1}(x) = 2\Phi^{-1}(2x - 1)
\end{aligned}$$

(3)

(X_1, X_2) comonoton



$$X_2 = T(X_1)$$

$T \nearrow$ (Charakt. der Co-monotonie
bei stetigen Verteilungsfunktionen)

F_1, F_2 Verteilungsfunktion von X_1, X_2 mon. steigen

Hier zeigen: $F_2 = F_1 \circ T^\leftarrow$:

$$F_2(x) = P(X_2 \leq x) = P(T(X_1) \leq x) = P(X_1 \leq T^\leftarrow(x))$$

$$= F_1(T^\leftarrow(x)) = F_1 \circ T^\leftarrow(x).$$

Daraus folgt: $F_2^\leftarrow = T \circ F_1^\leftarrow$

Weiters gilt:

$$(X_1, X_2) \stackrel{d}{=} \left(F_1^\leftarrow(\underbrace{F_1(X_1)}_{=: u}), F_2^\leftarrow(F_2(X_2)) \right) =$$

$$= (F_1^\leftarrow(u), T(F_1^\leftarrow(\underbrace{F_1(X_1)}_{=: u})) = \begin{cases} u \sim U(0,1) \\ \text{aus der Wahrsch.} \end{cases}$$

$$= (F_1^\leftarrow(u), T \circ F_1^\leftarrow(u))$$

$$\text{Var}_\alpha(X_1 + X_2) = \text{Var}_\alpha(F_1^\leftarrow(u) + T \circ F_1^\leftarrow(u)) =$$

$$= \text{Var}_\alpha(G(u)) \quad \text{wobei } G = F_1^\leftarrow + T \circ F_1^\leftarrow$$

Da $T \nearrow, F_1 \nearrow, F_1^\leftarrow \nearrow$ ist $G \nearrow$

Es gilt daher: $\text{Var}_\alpha(X_1 + X_2) = \text{Var}_\alpha(G(u)) = G(\alpha)$ weil

$$P(G(u) \leq G(\alpha)) = P(u \leq \alpha) = \alpha$$

Weiters

$$G(\alpha) = (F_1^\leftarrow + T \circ F_1^\leftarrow)(\alpha) = F_1^\leftarrow(\alpha) + T \circ F_1^\leftarrow(\alpha) = F_1^\leftarrow(\alpha) + F_2^\leftarrow(\alpha) = \text{Var}_\alpha(X_1) + \text{Var}_\alpha(X_2)$$

(4)

 C_{θ} verhältnisweise 1-parametrische Copula.

Sei

$$C_{\theta, \alpha, \beta}^{(u_1, u_2)} = u_1^{\alpha} u_2^{\beta} C_{\theta}(u_1^\alpha, u_2^\beta) \quad \text{für } u_1, u_2 \in [0, 1]$$

 $\alpha \in [0, 1]$.

$$\text{Sei } U_1 = \max \left\{ V_1, \frac{V_2}{U_1} \right\}^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad U_2 = \max \left\{ V_2, \frac{V_1}{U_2} \right\}^{\frac{1}{1-\beta}}$$

Wobei V_1, V_2 ein 2-Vektor mit Vert. fah. C_{θ} und $\tilde{u}_1, \tilde{u}_2 \sim U[0, 1]$ unkorreliert sind. und auch von V_1, V_2 unabh.

Z.t. • $C_{\theta, \alpha, \beta}$ Vert. fah. von $(\tilde{u}_1, \tilde{u}_2)$

und • $C_{\theta, \alpha, \beta}$ Copula

$$\begin{aligned} P(U_1 \leq u_1, U_2 \leq u_2) &= P(\max \left\{ V_1, \frac{V_2}{U_1} \right\}^{\frac{1}{1-\alpha}} \leq u_1, \\ &\quad \max \left\{ V_2, \frac{V_1}{U_2} \right\}^{\frac{1}{1-\beta}} \leq u_2) = \\ &= P(V_1^{\frac{1}{1-\alpha}} \leq u_1, M_1^{\frac{1}{1-\alpha}} \leq u_1, V_2^{\frac{1}{1-\beta}} \leq u_2, M_2^{\frac{1}{1-\beta}} \leq u_2) \\ &= P(V_1^{\frac{1}{1-\alpha}} \leq u_1, V_2^{\frac{1}{1-\beta}} \leq u_2) P(M_1^{\frac{1}{1-\alpha}} \leq u_1) P(M_2^{\frac{1}{1-\beta}} \leq u_2) \end{aligned}$$

ausgenutzt die Unabhängigkeit halten

$$\begin{aligned} &= \mathbb{P}(V_1^{\alpha} \leq u_1^\alpha, V_2^{\beta} \leq u_2^\beta) P(M_1^{\frac{1}{1-\alpha}} \leq u_1^{\alpha}) P(M_2^{\frac{1}{1-\beta}} \leq u_2^{\beta}) \\ &= C_{\theta}(u_1^\alpha, u_2^\beta) u_1^{\alpha(1-\alpha)} u_2^{\beta(1-\beta)} = C_{\theta, \alpha, \beta}(u_1, u_2) \end{aligned}$$

$$\text{D.h. } P(U_1 \leq u_1, U_2 \leq u_2) = C_{\theta, \alpha, \beta}(u_1, u_2)$$

und somit $C_{\theta, \alpha, \beta}$ ist die Vert. fah. von (U_1, U_2)

Wir zeigen noch

(U_1, U_2) nimmt seine Werte in $[0, 1]^2$ an
und $U_1, U_2 \sim U[0, 1]$. Dann folgt, dass $\text{G}_{\alpha, \beta}$ Copula
(per Definition)

$$U_1 = \max\left\{\frac{V_1^{1/\alpha}}{V_1}, \frac{V_2^{1/\alpha}}{V_2}\right\} \stackrel{\text{logarithmisch}}{\sim} \frac{1}{1-\alpha} V_1 \in [0, 1]$$
$$V_1 \stackrel{\text{uniform}}{\sim} [0, 1] \quad \text{Weil } \alpha \in [0, 1]$$
$$U_1 \stackrel{\text{uniform}}{\sim} [0, 1] \quad \frac{1}{1-\alpha} > 0 \Rightarrow U_1 \stackrel{\text{uniform}}{\sim} [0, 1]$$

$$\text{Analog gilt } U_2 \stackrel{\text{uniform}}{\sim} \max\left\{\frac{V_1^{1/\beta}}{V_1}, \frac{V_2^{1/\beta}}{V_2}\right\} \in [0, 1]$$

$$\text{Wenters } P(U_1 \leq u) = P\left(\max\left\{V_1^{\alpha}, V_2^{\alpha}\right\} \leq u\right)$$
$$= P(V_1^{\alpha} \leq u, V_2^{\alpha} \leq u)$$
$$= P(V_1 \leq u^{\alpha}) P(V_2 \leq u^{1-\alpha}) = u^{\alpha} u^{1-\alpha} = u$$
$$U_1 \stackrel{\text{uniform}}{\sim} [0, 1]$$

$$\text{Analog } U_2 \stackrel{\text{uniform}}{\sim} [0, 1]$$

$$\bullet \text{ Unabh. Copule } C(u_1, u_2) = u_1 \cdot u_2 = u_1^{1-0} u_2^{1-0} C_0(u_1^0, u_2^0)$$
$$= u_1 u_2 C_0(1, 1) = u_1 u_2$$

ist Element der dreiparametrischen Familie

$$C_{\alpha, \beta}(u_1, u_2) = u_1^{1-\alpha} u_2^{1-\beta} C_0(u_1^{\alpha}, u_2^{\beta}) = 1 \cdot 1 C_0(u_1, u_2)$$

ist Element der dreiparametrischen Familie

$C_{\alpha, \beta}$ ist ins. nicht Verlustschwer, d.h. für $\alpha \neq \beta$ nicht
Verlustschwer (Werte von u_1, u_2 aussetzen, where $u_2 = 2u_1$,
and $C_{\alpha, \beta}(u_1, u_2)$ mit $C_{\alpha, \beta}(u_1, u_1)$ vergleichen)