

Chapitre 1: Corrélation des risques

Définition

Une fonction $C : [0, 1]^2 \rightarrow [0, 1]$ est une fonction copule si :

$$(1): \forall u \in [0, 1], C(u, 0) = C(0, u) = 0$$

$$(2): \forall u \in [0, 1], C(u, 1) = C(1, u) = u$$

(3) C est supermodulaire ($\mathcal{I}$ -Increasing)

$$\begin{aligned} \forall 0 \leq u_1 \leq u_2 \leq 1 \\ \forall 0 \leq v_1 \leq v_2 \leq 1 \end{aligned}$$

$$C(u_2, v_2) - C(u_2, v_1) - C(u_1, v_2) + C(u_1, v_1) \geq 0$$

Théorème de SKLAR (1959)

$\forall$ X et Y , il existe une fonction copule C tq

$$\forall (x, y) \in \mathbb{R}^2, \underbrace{F_{X,Y}(x, y)}_{P(X \leq x, Y \leq y)} = C(\underbrace{F_X(x)}_u, \underbrace{F_Y(y)}_v) \geq 0$$

$$P(X \leq x, Y \leq y) \leftarrow$$

De plus, si F_X et F_Y sont continues, alors C est unique et appelée la copule (X, Y)

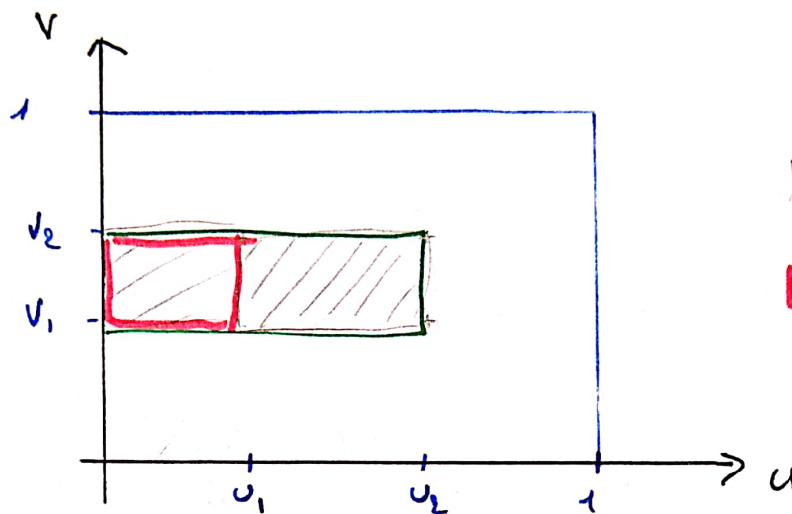
$$\text{NB: } X = F_X^{-1}(U), U \sim \text{Unif}([0, 1])$$

$$Y = F_Y^{-1}(V), V \sim \text{Unif}([0, 1])$$

$$\{U \leq u\} = \{X \leq x\}$$

(cas continus)

Donc $C(u, v) = \mathbb{P}(U \leq u, V \leq v)$ pour un certain couple (U, V) dont les martingales sont $\text{Unif}([0, 1])$



 $C(u_2, v_2) - C(u_2, v_1)$

 : $C(u_1, v_2) - C(u_1, v_1)$

Exercice

$$F_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{1+e^{-x}+e^{-y}} \quad \text{pour } (x,y) \in \mathbb{R}^2$$

1) Déterminer F_X et F_Y

2) Déterminer le copule C de (X, Y)

$$1/ F_X(x) = \lim_{y \rightarrow \infty} F_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{1+e^{-x}}$$

$$2/ F_{X,Y}(x,y) = C(F_X(x), F_Y(y)) = C\left(\frac{1}{1+e^{-x}}, \frac{1}{1+e^{-y}}\right) = \frac{1}{1+e^{-x}+e^{-y}}$$

$$\text{On pose } u = \frac{1}{1+e^{-x}} \quad v = \frac{1}{1+e^{-y}}$$

$$\Rightarrow \frac{1}{u} + \frac{1}{v} - 1 = 1+e^{-x}+e^{-y} \Rightarrow C(u,v) = \frac{1}{\frac{1}{u} + \frac{1}{v} - 1} = \frac{uv}{v+u-uv}$$

Faire un graphe de corrélation pour Student

© Théo Jalabert



1. Simuler 1000 réalisations $(X, Y) \sim \text{loi de Student bivarée}$
 $\Rightarrow (x_1, y_1) \dots (x_{1000}, y_{1000})$

$\Rightarrow (F_X(x_1), F_Y(y_1)) \dots (F_X(x_{1000}), F_Y(y_{1000}))$

car $F_X(X) \sim \text{unif}([0,1])$ $\triangleleft$ Cas bjectif seulement

ex:

$$X = \begin{cases} 0 & \text{avec } p = \frac{1}{3} \\ 1 & \text{avec } p = \frac{2}{3} \end{cases} \quad \left| \quad F_X(x) = \begin{cases} F_X(0) = \frac{1}{3} \\ F_X(1) = 1 \text{ avec } p = \frac{2}{3} \end{cases}$$

Théorème

Soit α et β deux fonctions croissantes (strict^h)
Alors la copule de (X, Y) est aussi celle de $(\alpha(X), \beta(Y))$

Définition

$c(u, v) = \frac{\partial^2 C}{\partial u \partial v}(u, v)$ densité de la copule C en (u, v)

Propriétés

- $C^+(u, v) = uv \Rightarrow c(u, v) = 1 \quad \forall (u, v) \in [0, 1]^2$
- $E[h(X, Y)] = \iint h(x, y) f_{X,Y}(x, y) dx dy$
- $f_{X,Y}(x, y) = c(F_X(x), F_Y(y)) \cdot f_X(x) f_Y(y)$
 $\hookrightarrow f_{X,Y}^+(x, y) = f_X(x) f_Y(y)$

Définition (Ensemble de Fréchet)

$F(F_x, F_y)$ ensemble des fonctions de répartition jointes F

tel que
$$\begin{cases} \lim_{y \rightarrow +\infty} F(x, y) = F_x(x) \\ \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x, y) = F_y(y) \end{cases}$$

qui admettent F_x et F_y , f.c. de répartition marginales. ✓

A des fins pédagogiques, on commence par étudier le cas où $\dim = 2$. Mais en pratique en assurance-finances, $\dim$ est entre 5 et 200.

Définition (Bornes de Fréchet) ($\dim = 2$)

- La borne inférieure de Fréchet de $F(F_x, F_y)$ est donnée par $\max(F_x(x) + F_y(y) - 1, 0)$
- La borne supérieure de Fréchet de $F(F_x, F_y)$ est donnée par $\min(F_x(x), F_y(y))$

Elles sont associées aux copules $C^1(u, v) = \max(u + v - 1, 0)$

$$C^2(u, v) = \min(u, v) = \mathbb{P}(U \leq u, V \leq v)$$

pour $U = V$

dans le cas dit **COMONOTONE** : "corrélation de 100%"

pour $V = 1 - \rho$: ces ANTILMONOTONE "correl" égale à -100% 3
© Théo Jalabert

On pourrait montrer que si $C \preceq \tilde{C}$, alors les variables qui admettent $\tilde{C}$ comme structure de corrélation sont corrélés plus positivement (dans un certain sens) que celle qui admettent C comme structure de corrélation.

En dim ≥ 3

on peut généraliser les définitions et propriétés de la dimension 2

$$C(u_1, \dots, u_d) = \mathbb{P}(U_1 \leq u_1, \dots, U_d \leq u_d) \quad \text{où } U_i \sim \text{Unif}([0, 1])$$

$$\mathbb{E}[h(x_1, \dots, x_d)] = \int \dots \int h(x_1, \dots, x_d) c(f_{x_1}(x_1), \dots, f_{x_d}(x_d)) f_{x_1}(x_1) \dots f_{x_d}(x_d) dx_1 \dots dx_d$$

⚠ Mais, deux choses ne marchent plus

* la borne inférieure de Fréchet existe toujours mais n'est plus associée à une copule.

En effet, il est impossible d'avoir une "corrélation de 100%" à la fois entre x et y , x et z , y et z .

* La compatibilité des modèles marginaux de dim 2.
 A part dans le cas des vecteurs gaussiens, il ne suffit pas d'étudier les corrélations deux à deux pour avoir la corrélation globale.

Le plus souvent, les modèles de dim 2 sont incompatibles entre eux.

Il existe néanmoins une (plusieurs) manière(s) de construire un modèle de dim d à partir de copules de dim 2.

(cf. exposé sur les VINE COPULAS)

Mesures de corrélation en ERN

3 mesures étudiées :

1. Coefficient de corrélation linéaire
2. τ de Kendall
3. Coefficient de dépendance des extrêmes

1. Coefficient de corrélation linéaire

Définition

$$r_{ll}(X, Y) = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y}$$

Propriété

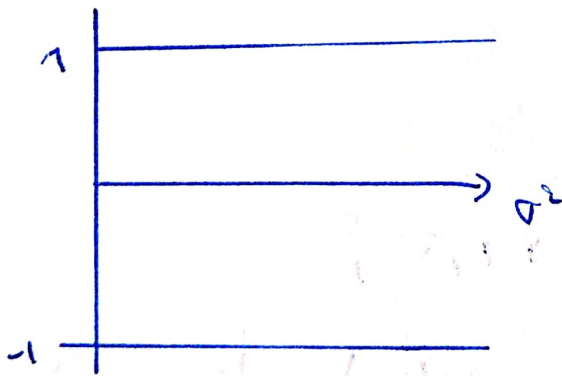
Stable par transformation affines ↑

$$\forall x, y, \quad r_{lin}(ax+b, cx+d) = \text{sgn}(ac) r_{lin}(x, y) \quad \forall a, c \neq 0 \quad \forall b, d \in \mathbb{R}$$

MAIS par exemple, en général $r_{lin}(e^x, e^y) \neq r_{lin}(x, y)$
 alors que la structure de corrélation de (e^x, e^y) est
 la même que celle de (x, y)

$\Rightarrow r_{lin}$ est influencé par les lois marginales et n'est donc PAS
 une "vraie" mesure de corrélation

Valeurs min et max de $r_{lin}(x, y)$ où $\begin{cases} x \sim \text{LN}(0, 1) \\ y \sim \text{LN}(0, \sigma^2) \end{cases}$



on s'attend à avoir le graphique blanc (cf. slides) car

$F_Y^{-1}(F_X(x)) = Y$ correspond au cas MONOTONE "correl. 100%"

Quand σ est grand, r_{lin} est nécessairement très petit
 (proche de 0), il peut donc sous-estimer la corrélation

entre X et Y et donc le risque global.

© Théo Jalabert

Jalabert

NAIS en pratique σ est grand $Y \gg X$ et donc $Y + X \approx Y$

2. Le τ de Kendall

Une "vraie" mesure de corrélation : le τ de Kendall

Notion de concordance

	Floride X	Louisiane Y
2022	100 m \$	5 m
2023	20 m	1 m
2024	90 m \$	6 m \$

Définition

Proba de concordance

Proba de discordance

$$\tau(X, Y) = \underbrace{IP(\bar{X} - \tilde{X})(Y - \tilde{Y}) > 0)}_{\text{Proba de concordance}} - \underbrace{IP(\bar{X} - \tilde{X})(Y - \tilde{Y}) < 0)}_{\text{Proba de discordance}}$$

où $(\bar{X}, \tilde{Y})$ est une copie $\perp$ de (X, Y) ($\hat{m}$ loi jointe que (X, Y) et $(X, Y) \perp (\bar{X}, \tilde{Y})$)

Cela se veut surtout pas dire que $\bar{X} \perp \tilde{Y}$.

Versión empirique : $\hat{\tau} = \frac{(\text{nb paires concordantes}) - (\text{nb paires discordantes})}{\text{nb paires total}}$

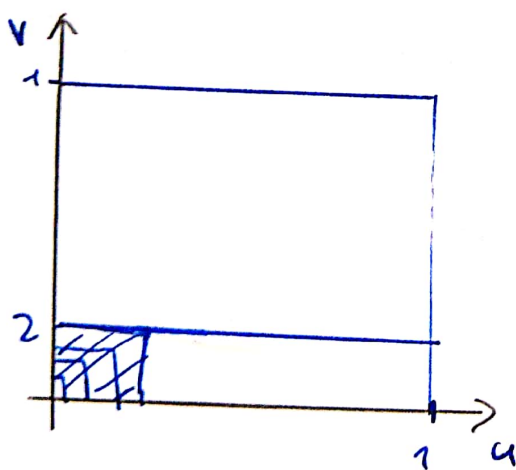
Dans l'exemple : 2022 - 2023 : concordante
 2022 - 2024 : descendante
 2023 - 2024 : concordante

$$\hat{\tau} = \frac{2 - 1}{3} = +1/3$$

Propriété

$$\tau = 4 \iint_{[0,1]^2} C(u,v) d \underbrace{C(u,v)}_{c(u,v) du dv} - 1$$

τ ne dépend que de la structure de corrélation entre X et Y . C'est une vraie mesure de corrélation



Définition

On dit que la copule C ou le couple de V_a qui admet le copule / présente de la dépendance forte des extrêmes

à gauche à droite	si	$L > 0$
		$R > 0$

Sinon les risques sont dits asymptotiquement indépendants

• La copule Gaussienne ne présente PAS de dépendance FORTE des extrêmes.

MAIS elle présente de la dépendance FAIBLE des extrêmes
 $\Rightarrow$ vu en détail dans l'exposé n°1

• La copule de Student présente de la corrélation des extrêmes à gauche et à droite

Définition: (Risque endogène)

Source de risque extrême et de corrélation des extrêmes

Exercice

$$X \sim \text{Exp}(2) \quad U = F_X(X)$$

$$Y \sim \text{Exp}(5) \quad V = F_Y(Y)$$

C copule de (X, Y)

Rappel: $\text{Var}_x(X) = F_X^{-1}(\alpha)$

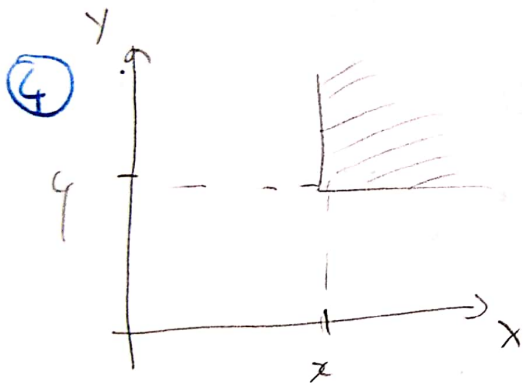
Exprimer $P(U \leq u, V > v)$, $P(X \leq x | V \leq v)$, $P(X > x | Y \leq y)$

$P(X > x, Y > y)$, $P(X > \text{Var}_{99}(X) | Y > \text{Var}_{99.5}(Y))$

$$\textcircled{1} \quad P(U \leq u) = P(U \leq u, V > v) + P(U \leq u, V \leq v)$$

$$\Rightarrow P(U \leq u, V > v) = P(U \leq u) - P(U \leq u, V \leq v) = u - C(u, v)$$

$$\begin{aligned} \textcircled{2} \quad P(X \leq x | V \leq v) &= \frac{P(X \leq x, V \leq v)}{v} \\ &= \frac{P(X \leq F_X^{-1}(u), V \leq v)}{v} = \frac{P(F_X(x) \leq u, V \leq v)}{v} \\ &= \frac{C(u, v)}{v} = \frac{C(1 - e^{-2x}, v)}{v} \quad x = F_X^{-1}(u) \end{aligned}$$



$$\begin{aligned} P(X > x, Y > y) &= \\ &= 1 - P(X \leq x) - P(Y \leq y) + P(X \leq x, Y \leq y) \\ &= 1 - (1 - e^{-2x}) - (1 - e^{-5y}) + C(1 - e^{-2x}, 1 - e^{-5y}) \\ &= C(1 - e^{-2x}, 1 - e^{-5y}) + e^{-2x} + e^{-5y} - 1 \end{aligned}$$

Utile pour définir les "copules de survie"

$$\begin{aligned} \textcircled{3} \quad P(X > x | Y \leq y) &= 1 - P(X \leq x | Y \leq y) \\ &= 1 - \frac{C(P(X \leq x), P(Y \leq y))}{P(Y \leq y)} \\ &= 1 - \frac{C(1 - e^{-2x}, 1 - e^{-5y})}{1 - e^{-5y}} \end{aligned}$$

$$⑤ \mathbb{P}(X > \text{Var}_{99\%}(X) \mid Y > \text{Var}_{99\%}(Y))$$

$$= \mathbb{P}(X > F_X^{-1}(99\%) \mid Y > F_Y^{-1}(99\%))$$

$$= 1 - \mathbb{P}(X \leq F_X^{-1}(99\%) \mid Y > F_Y^{-1}(99\%))$$

$$= 1 - \frac{\mathbb{P}(X \leq F_X^{-1}(99\%), Y > F_Y^{-1}(99\%))}{\mathbb{P}(Y > F_Y^{-1}(99\%))}$$

$$= 1 - \frac{\mathbb{P}(X \leq F_X^{-1}(99\%)) - \mathbb{P}(X \leq F_X^{-1}(99\%), Y \leq F_Y^{-1}(99\%))}{1 - \mathbb{P}(Y \leq F_Y^{-1}(99\%))}$$

$$= 1 - \frac{99\% - C(99\%, 99\%)}{0.01}$$

fait intervenir
uniquement la copule
de (X, Y)