

# Chapitre 12

## Probabilités conditionnelles et couple de variables aléatoires continues

# Probabilités conditionnelles par rapport à un événement

On peut répliquer dans le cas continu, la procédure utilisée dans le cas discret

Par exemple, si  $X$  est une v.a. continue et  $E$  un événement de probabilité non nulle, la fonction de densité conditionnelle est définie par

$$f(x|E) = \begin{cases} f(x)/\mathbb{P}(E) & \text{si } x \in E \\ 0 & \text{si } x \notin E \end{cases}$$

Et, pour tout événement  $F$

$$\mathbb{P}(F | E) = \int_F f(x | E) dx$$

Comme dans le cas discret, on peut facilement obtenir une expression plus simple pour cette probabilité conditionnelle

$$\mathbb{P}(F | E) = \int_F f(x | E) dx = \int_{E \cap F} \frac{f(x)}{\mathbb{P}(E)} dx = \frac{\mathbb{P}(E \cap F)}{\mathbb{P}(E)}$$

Il apparait ainsi que la fonction de densité conditionnelle est égale à 0 sauf dans  $E$ , et a une intégrale égale à 1 sur  $E$ .

Par exemple si la densité de base est uniforme, cad correspond à une expérience où chaque événement à la même probabilité, alors il en sera de même pour la densité conditionnelle.

Dans l'**exemple** du pointeur, on suppose que l'aiguille pointe la partie haute du cercle  $0 \leq x < 1/2$ . Quelle est la probabilité que  $1/6 \leq x < 1/3$ ?

Ici  $E = [0, 1/2[$ ,  $F = [1/6, 1/3[$  et  $E \cap F = F$

$$\text{Donc } \mathbb{P}(F | E) = \frac{\mathbb{P}(F \cap E)}{\mathbb{P}(E)} = \frac{1/6}{1/2} = \frac{1}{3}$$

ce qui semble raisonnable puisque  $F$  représente un tiers de  $E$ .

La fonction de densité conditionnelle est alors donnée par

$$f(x|E) = \begin{cases} 2 & \text{si } 0 \leq x < 1/2 \\ 0 & \text{si } 1/2 \leq x < 1 \end{cases}$$

Ainsi la fonction de densité conditionnelle est donc non nulle seulement sur  $[0, 1/2[$ , où elle est uniforme.

# Événements indépendants

Soient  $E$  et  $F$  deux événements ayant une probabilité non nulle dans un espace de probabilité continu. Alors, comme dans le cas discret,  $E$  et  $F$  seront indépendants si

$$\mathbb{P}(E|F) = \mathbb{P}(E) \text{ et } \mathbb{P}(F|E) = \mathbb{P}(F)$$

Comme précédemment, chacune des équations précédentes implique l'autre. Ainsi pour vérifier que deux événements sont indépendants, il suffit d'en vérifier une.

Cela implique notamment que  $E$  et  $F$  sont indépendants si et seulement si

$$P(E \cap F) = P(E)P(F)$$

# Couple de v.a. et densité jointe

De manière analogue à ce que nous avons fait dans le cas discret, on peut définir une fonction de distribution jointe et une densité jointe pour un couple de variable aléatoire

## Definition

Soient  $X$  et  $Y$  deux v.a. continue. Alors leur fonction de distribution jointe est définie par

$$F(x, y) = \mathbb{P}(X \leq x, Y \leq y)$$

Dans le cas général, la fonction de distribution jointe de  $n$  variable  $X_1, X_2, \dots, X_n$  est définie par

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = \mathbb{P}(X_1 \leq x_1, X_2 \leq x_2, \dots, X_n \leq x_n)$$

La fonction de densité jointe est alors définies par l'équation

$$F(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(s, t) dt ds$$

dans le cas d'une couple de variables.

Et par l'équation

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} \dots \int_{-\infty}^{x_n} f(t_1, t_2, \dots, t_n) dt_n dt_{n-1} \dots dt_1$$

dans le cas de  $n$  v.a.

On a alors

$$f(x, y) = \frac{\partial^2 F(x, y)}{\partial x \partial y} \quad \text{et} \quad f(x_1, x_2, \dots, x_n) = \frac{\partial^n F(x_1, x_2, \dots, x_n)}{\partial x_1 \partial x_2 \dots \partial x_n}$$

# Variables aléatoires indépendantes

## Definition

Deux variables  $X$  et  $Y$  sont **indépendantes** si

$$F(x, y) = F_X(x)F_Y(y) \quad \forall x, y \in \mathbb{R}$$

c'est-à-dire si

$$\mathbb{P}(X \leq x, Y \leq y) = \mathbb{P}(X \leq x)\mathbb{P}(Y \leq y) \quad \forall x, y \in \mathbb{R}$$

Dans le cas général  $X_1, X_2, \dots, X_n$  sont mutuellement indépendantes si

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = F_1(x_1)F_2(x_2)\dots F_n(x_n) \quad \forall x_1, x_2, \dots, x_n \in \mathbb{R}$$

Ainsi des v.a. sont mutuellement indépendantes si leur fonction de distrib. jointe est égale au produit de leurs fonctions de distrib. individuelles.

## Théorème

Si  $X_1, X_2, \dots, X_n$  sont mutuellement indépendantes, alors

- 1  $f(x_1, x_2, \dots, x_n) = f_1(x_1)f_2(x_2)\dots f_n(x_n) \quad \forall f_1, f_2, \dots, f_n \in \mathbb{R}$
- 2  $\mathbb{E}(X_1, X_2, \dots, X_n) = \mathbb{E}(X_1)\mathbb{E}(X_2)\dots\mathbb{E}(X_n)$
- 3 Plus généralement, pour toutes fonctions  $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_n$   
 $\mathbb{E}(\phi_1(X_1), \dots, \phi_n(X_n)) = \mathbb{E}(\phi_1(X_1))\mathbb{E}(\phi_2(X_2))\dots\mathbb{E}(\phi_n(X_n))$

**Exemple** : Soit  $X$  et  $Y$  deux v.a. indépendantes avec  $X \sim \mathcal{N}(\mu_1, \sigma_1)$  et  $Y \sim \mathcal{N}(\mu_2, \sigma_2)$ . Calculer  $\mathbb{E}(XY)$  et  $\mathbb{E}(e^{tX+sY})$

- $\mathbb{E}(XY) = \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y) = \mu_1\mu_2$
- $\mathbb{E}(e^{tX+sY}) = \mathbb{E}(e^{tX}e^{sY}) = \mathbb{E}(e^{tX})\mathbb{E}(e^{sY}) = M_X(t)M_Y(s)$   
 $= e^{\mu_1 t + \frac{\sigma_1^2 t^2}{2}} e^{\mu_2 t + \frac{\sigma_2^2 s^2}{2}}$

**Attention** : Piège à éviter :  $\mathbb{E} \left( \frac{X}{Y} \right)$  n'est pas égal à  $\frac{\mathbb{E}(X)}{\mathbb{E}(Y)}$  même si X et Y sont indépendants

Si X et Y sont indép. alors  $\mathbb{E} \left( \frac{X}{Y} \right) = \mathbb{E} \left( X \frac{1}{Y} \right) = \mathbb{E}(X) \mathbb{E} \left( \frac{1}{Y} \right)$

En général  $\mathbb{E} \left( \frac{1}{Y} \right) \neq \frac{1}{\mathbb{E}(Y)}$  comme le montre l'exemple suivant.

Soit  $Y \sim \mathcal{U}(1, 3)$ .

Alors, par définition  $\mathbb{E}(Y) = \frac{1+3}{2} = 2 \Rightarrow \frac{1}{\mathbb{E}(Y)} = \frac{1}{2}$

$$\begin{aligned} \text{Or } \mathbb{E} \left( \frac{1}{Y} \right) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{x} f_Y(x) dx = \int_1^3 \frac{1}{x} \cdot \frac{1}{3-1} dx = \frac{1}{2} [\ln x]_1^3 \\ &= \frac{1}{2} (\ln 3 - \ln 1) = \frac{1}{2} \ln 3 \end{aligned}$$

$\frac{1}{2} \ln 3 \neq \frac{1}{2}$  donc  $\mathbb{E} \left( \frac{1}{Y} \right) \neq \frac{1}{\mathbb{E}(Y)}$

# Covariance

Comme de le cas discret, on a ensuite:

$$\begin{aligned} \text{Cov}(X, Y) &= \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}(X))(Y - \mathbb{E}(Y))] \\ &= \mathbb{E}(XY) - \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y) \end{aligned}$$

Ainsi, si  $X$  et  $Y$  sont indépendant alors :

$$\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}(XY) - \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y) = \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y) - \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y) = 0$$

Attention, la réciproque n'est pas vraie comme le montre l'exemple suivant

# Exemple

Soit  $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$ , et  $W$  indépendant de  $X$  tel que :

$$W = \begin{cases} 1 & \text{avec probabilité } 1/2 \\ -1 & \text{avec probabilité } 1/2 \end{cases}$$

Soit  $Y = WX$

Montrons tout d'abord que  $Y \sim \mathcal{N}(0, 1)$

$$\begin{aligned} F_Y(x) &= \mathbb{P}(Y \leq x) = \mathbb{P}(WX \leq x) \\ &= \mathbb{P}(WX \leq x, W = 1) + \mathbb{P}(WX \leq x, W = -1) \\ &= \mathbb{P}(X \leq x, W = 1) + \mathbb{P}(X \geq -x, W = -1) \\ &= \frac{1}{2}F_X(x) + \frac{1}{2}(1 - F_X(-x)) \\ &= F_X(x) \text{ car } f_x \text{ est symétrique} \\ &\Rightarrow Y \sim \mathcal{N}(0, 1) \end{aligned}$$

Par ailleurs :

$$\begin{aligned}\text{Cov}(X, Y) &= \mathbb{E}(XY) - \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y) = \mathbb{E}(WX^2) - \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(WX) \\ &= \mathbb{E}(W) \left[ \mathbb{E}(X^2) - (\mathbb{E}(X))^2 \right] = 0 \text{ car } \mathbb{E}(W) = 0\end{aligned}$$

Or  $X$  et  $Y$  ne sont pas indépendants

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(e^X e^Y) &= \mathbb{E}(e^{(1+W)X}) = \mathbb{E}(e^{2X} \mathbf{1}_{W=1}) + \mathbb{E}(\mathbf{1}_{W=-1}) \\ &= M_X(2) \frac{1}{2} + \frac{1}{2} = \frac{1}{2}(e^2 + 1)\end{aligned}$$

Or

$$\mathbb{E}(e^X) \mathbb{E}(e^Y) = (\mathbb{E}(e^X))^2 = (M_X(1))^2 = e \neq \frac{1}{2}(e^2 + 1)$$

# Coefficient de corrélation

Comme dans le cas discret

## Définition

On appelle coefficient de corrélation de deux variables  $X$  et  $Y$

$$\rho(X, Y) = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{var}(X)}\sqrt{\text{var}(Y)}}$$

Propriété :  $\rho(X, Y) \in [-1, 1]$

# Densité conditionnelle

Par analogie avec le cas discret, on peut construire dans le cas continu une "probabilité" conditionnelle par rapport à une variable. On parle alors de densité conditionnelle

## Définition

Soient  $X$  et  $Y$  deux variables continues. La densité conditionnelle de  $X$  sachant  $Y = y$  est alors définie par

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)}$$

où  $f_{X,Y}(x,y)$  est la densité jointe de  $X$  et  $Y$ , et  $f_Y$  la densité de  $Y$ .

Remarque : Si  $X$  et  $Y$  sont indépendants,  $f_{X|Y}(x|y) = f_X(x)$   
 $\forall x, y$

# Espérance conditionnelle par rapport à une variable

On peut alors définir l'espérance conditionnelle d'une v.a. continue par rapport à une autre variable :

## Définition

Soient  $X$  et  $Y$  deux variables aléatoires continues. Alors, l'espérance conditionnelle de  $X$  sachant  $Y = y$  s'écrit

$$E(X | Y = y) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f_{X|Y}(x | y) dx$$