

Étude des couples discrets

1 - Généralités.

Définition: On appelle couple de variables discrètes un couple (X, Y) où X et Y sont des V.A. discrètes (c-à-d $X(\Omega)$ et $Y(\Omega)$ sont composés d'entiers).

La loi du couple est la donnée des valeurs de:

$$P(X=i \cap Y=j) \text{ pour } i \in X(\Omega) \text{ et } j \in Y(\Omega).$$

exemple: On lance deux dés à 6 faces. On pose $X =$ le n° du premier dé et

$Y =$ le plus grand des 2 n°. Déterminer la loi de (X, Y) revient à calculer

$P(X=i \cap Y=j)$ pour tout $i \in X(\Omega) = \{1, 6\}$ et $j \in Y(\Omega) = \{1, 6\}$, donc 36 valeurs!

On a $P(X=1 \cap Y=1) = \frac{1}{6} \times \frac{1}{6} = \frac{1}{36}$; $P(X=2 \cap Y=1) = 0$; $P(X=1 \cap Y=2) = \frac{1}{36}$ etc.

Définition: On dit que X et Y sont indépendantes, noté $X \perp Y$, si:

$$\text{pour tout } i \in X(\Omega) \text{ et } j \in Y(\Omega) \quad P(X=i \cap Y=j) = P(X=i) P(Y=j).$$

exemple: Dans l'exemple précédent X et Y ne sont pas indépendantes car pour $i=2$ et $j=1$:

$$P(X=2 \cap Y=1) = 0 \quad \text{or} \quad P(X=2) = \frac{1}{6} \quad \text{et} \quad P(Y=1) = \frac{1}{36} \quad \text{donc} \quad P(X=2 \cap Y=1) \neq P(X=2) P(Y=1)$$

Remarque: En pratique on note $P(X=i \cap Y=j) = P(X=i, Y=j)$.

On appelle lois marginales du couple (X, Y) les lois "individuelles" de

X et de Y , c-à-d la donnée de $P(X=i)$ pour tout $i \in X(\Omega)$, idem pour Y .

Méthode pour obtenir la loi marginale à partir de la loi du couple :

$$\bullet \forall i \in X(\Omega) \quad P(X=i) = \sum_{j \in Y(\Omega)} P(X=i, Y=j)$$

C'est une simple application de la FPT avec la s.c.e. $(Y=j)_{j \in Y(\Omega)}$.

2 - Sommes de variables discrètes.

Etant donné un couple (X, Y) et $Z = X + Y$, on calcule la loi de Z en utilisant la FPT avec la s.c. de X ou de Y .

$$\bullet \forall k \in Z(\Omega) \quad P(Z=k) = \sum_{i \in X(\Omega)} P(Z=k, X=i)$$

Pensez à trouver $Z(\Omega)$
à l'avance

$$= \sum_{i \in X(\Omega)} P(Y=k-i, X=i)$$

Proposition : Soient $X \subset B(m, p)$, $Y \subset B(m, p)$ indépendantes,

alors $X + Y \subset B(m+m, p)$

Preuve : X compte les succès des m exp. de Bernoulli indépendantes et identiques (succès de proba p), Y fait de même pour m exp, donc comme X et Y sont indépendantes,

$X + Y$ compte les succès des $m+m$ exp de Bernoulli (ou succès de proba p).

Donc $X + Y \subset B(m+m, p)$.

Proposition : Soient $X \subset \mathcal{P}(\lambda)$ et $Y \subset \mathcal{P}(\mu)$ indépendantes,

alors $X + Y \subset \mathcal{P}(\lambda + \mu)$.

Preuve: Comme X, Y sont à valeurs dans \mathbb{N} , $X+Y$ aussi, soit donc la EAV:

$$\begin{aligned}
 P(X+Y=k) &= \sum_{i=0}^{+\infty} P(X+Y=k \mid X=i) && \text{FPT sur } \{X=i\}_{i \geq 0} \\
 &= \sum_{i=0}^{+\infty} P(Y=k-i \mid X=i) && Y(\Omega) = \mathbb{N}, \text{ donc si } k-i < 0, P(Y=k-i) = 0 \\
 &= \sum_{i=0}^k P(Y=k-i) P(X=i) && \text{indépendance de } X \text{ et } Y \\
 &= \sum_{i=0}^k e^{-\mu} \frac{\mu^{k-i}}{(k-i)!} \cdot e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!} = \frac{e^{-(\mu+\lambda)}}{k!} \sum_{i=0}^k \frac{k!}{i!(k-i)!} \mu^{k-i} \lambda^i \\
 &= \frac{e^{-(\mu+\lambda)}}{k!} (\mu+\lambda)^k && \text{Binôme de Newton}
 \end{aligned}$$

Méthode pour max(X, Y) et min(X, Y):

Voici les ingrédients nécessaires à la confection de cette dérivée toute à la main:

- $(\max(X, Y) \leq k) = (X \leq k \cap Y \leq k)$
 - $(\min(X, Y) \geq k) = (X \geq k \cap Y \geq k)$
 - $(X \geq k) = (X \geq k+1) \cup (X = k)$
- ou encore $(X \leq k) = (X = k) \cup (X \leq k-1) \dots$



3 - Espérance et covariance.

Théorème (de transfert): Soient (X, Y) un couple discret.

X, Y admet une espérance ssi $\sum_{i \in X(\Omega)} \sum_{j \in Y(\Omega)} i \cdot j \cdot P(X=i, Y=j) < +\infty$ CVA

Remarque: Peu utile en pratique. On ne rentrera d'ailleurs pas dans les détails de ce que signifie la CV d'une série double.

Proposition: Si X et Y sont indépendants et admettent des espérances alors $E(XY) = E(X)E(Y)$.

Remarque: On a par $E(X^2) = E(X)^2$ car X est r. indépendant de lui-même.

(On peut noter que $X \perp\!\!\!\perp X$ si X suit une loi certaine).

Définition: Soient X et Y des r. indépendants admettant chacun un moment d'ordre 2.

On définit la covariance de X et Y par:

$$\text{cov}(X, Y) = E[(X - E(X))(Y - E(Y))]$$

Proposition: • $\text{cov}(X, Y) = E(XY) - E(X) \cdot E(Y)$ (Hygens)

• $\text{cov}(X, X) = V(X) \geq 0$ (Positivité)

• $\text{cov}(X, Y) = \text{cov}(Y, X)$ (Symétrie)

• $\text{cov}(aX + bY, Z) = a \text{cov}(X, Z) + b \text{cov}(Y, Z)$ (Linéarité à droite)

• $\text{cov}(X, aY + bZ) = a \text{cov}(X, Y) + b \text{cov}(X, Z)$ (Linéarité à gauche).

Proposition: • $V(X+Y) = V(X) + 2 \text{cov}(X, Y) + V(Y)$

• Si X et Y sont indépendants alors $\text{cov}(X, Y) = 0$.

Définition: On définit le coefficient de corrélation linéaire de X et Y par:

$$\rho_{X, Y} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{V(X) \cdot V(Y)}}$$

Proposition (Cauchy-Schwarz):

- $\rho_{X,Y} \in [-1, 1]$
- $\rho_{X,Y} = \pm 1$ si X est une fonction affine de Y

Preuve: Soit $\lambda \in \mathbb{R}$. $V(X + \lambda Y) \geq 0$ (c'est une variance)

$$\text{ou } V(X + \lambda Y) = V(X) + 2\lambda \text{cov}(X, Y) + \lambda^2 V(Y) \leftarrow \text{trinôme en } \lambda.$$

Le discriminant vaut $(2 \text{cov}(X, Y))^2 - 4 V(X) V(Y)$, et ce trinôme est toujours ≥ 0 donc il a au plus une racine double le discriminant est ≤ 0 :

$$\text{cov}(X, Y)^2 \leq V(X) V(Y).$$

$$\Leftrightarrow \rho_{X,Y}^2 \in [0, 1] \quad \Leftrightarrow \rho_{X,Y} \in [-1, 1].$$

Remarque de plus que $\rho_{X,Y} = \pm 1 \Leftrightarrow \rho_{X,Y}^2 = 1 \Leftrightarrow$ discriminant nul $\Leftrightarrow \exists$ une racine

$$\Leftrightarrow \exists \lambda_0 \in \mathbb{R} \mid V(X + \lambda_0 Y) = 0 \Leftrightarrow \exists \lambda_0 \in \mathbb{R} \mid \exists a \in \mathbb{R} \mid X + \lambda_0 Y = a$$

$$\Leftrightarrow X = -\lambda_0 Y + a \quad \text{ou } X \text{ est une fonction affine de } Y!$$