

Ex 2) 6)

A. FREEMAN

a) Ici, on regarde une probabilité pour un passager d'un étage donné. Chaque personne a $\frac{1}{k}$ chances de se rendre à l'étage i , donc $IP(\text{un passager ne sorte pas}) = 1 - \frac{1}{k} = \frac{k-1}{k}$.

* $p_j = \text{passager } N^o j, 1 \leq j \leq n$.

b) Ici on regarde une proba pour n passagers quelle est la proba qu'aucun ne sorte à l'étage i. C'est une loi binomiale, où chaque passager suit une loi de Bernoulli $X_{p_j}^* : \Omega = \{1, \dots, k\} \rightarrow \{0, 1\}$ pour un étage i donné, si on sort, $X_{p_j}(i) = 1$, sinon $X_{p_j}(i) = 0$. Avec $IP(X_{p_j} = 1) = \frac{1}{k}, IP(X_{p_j} = 0) = 1 - \frac{1}{k}$.

La variable aléatoire est $S_n = X_{p_1} + X_{p_2} + \dots + X_{p_n}$. Soit une loi binomiale, donc $IP(S_n = 0) = \binom{n}{0} \cdot p^0 \cdot (1-p)^n = \left(1 - \frac{1}{k}\right)^n$. $S_n : \{1, \dots, k\} \rightarrow \{1, \dots, n\}$.

c) L'ascenseur ne s'arrête ^{en i} que si $\exists X_{p_j}$ l.g. $X_{p_j}(i) = 1$, donc parmi n personnes, ^{au moins} une personne doit vouloir descendre à cet étage.

$$IP(\text{ascenseur s'arrête à l'étage } i) = 1 - IP(0 \text{ personnes sortent au } i) = 1 - \left(1 - \frac{1}{k}\right)^n.$$

$$d) N_i : \{1, \dots, k\} \longrightarrow \{0, 1\}$$

$$N_i(j) = \delta_{ij}$$

$$\mathbb{E}[N_i] = \mathbb{P}(N_i = 1) \cdot 1 + \mathbb{P}(N_i = 0) \cdot 0$$

$$= \mathbb{P}(N_i = 1) \stackrel{c)}{=} 1 - \left(1 - \frac{1}{k}\right)^n$$

$$e) \text{ Soit } N_i, N_j, i \neq j$$

$$\mathbb{P}(N_i = 0, N_j = 0) = \mathbb{P}(N_i^{-1}(0) \cap N_j^{-1}(0))$$

$$= \mathbb{P}(\{1, \dots, k\} / i, j) = \frac{k-2}{k} = 1 - \frac{2}{k}$$

$$\mathbb{P}(N_i = 0) \cdot \mathbb{P}(N_j = 0) = \left(1 - \left(1 - \frac{1}{k}\right)^n\right)^2$$

$$= 1 - 2 \cdot \left(1 - \frac{1}{k}\right)^n + \left(1 - \frac{1}{k}\right)^{2n} \neq 1 - \frac{2}{k}, \text{ donc}$$

pas indépendant, ce qui est étonnant...

$$f) \mathbb{E}[S_n] = \mathbb{E}[N_1 + \dots + N_k] = \mathbb{E}[N_1] + \mathbb{E}[N_k]$$

$$\text{cà } S_n = N_1 + \dots + N_k = k - k \cdot \left(1 - \frac{1}{k}\right)^n$$

3)

$$a) \left(\int_{-\infty}^{\infty} f(x) g(x) dx \right)^2 \leq \int_{-\infty}^{\infty} f^2(x) dx \cdot \int_{-\infty}^{\infty} g^2(x) dx$$

Soit X v.a. à valeurs dans \mathbb{R} , $X: \omega \rightarrow \mathbb{R}$ avec fct de densité $f_X: \mathbb{R} \rightarrow [0, \infty[$.

Supposons que $E[X^2] < \infty$.

Il y a $|E[X]| < \infty$

Par hypothèse, $E[X^2] = E[X \cdot X] < \infty$

et par inégalité Cauchy-Schwarz :

Avec $f_X(x) = x \cdot f_X^{1/2}(x)$, $g_X(x) = f_X^{1/2}(x)$

$$\left(\int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f_X^{1/2}(x) \cdot f_X^{1/2}(x) dx \right)^2 \leq \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot f_X(x) dx \cdot \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx}_{=1}$$

$$\Rightarrow \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f_X(x) dx}_{=E[X]} \leq \sqrt{\int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot f_X(x) dx} = \sqrt{E[X^2]} < \infty$$

$= E[X]$, en effet, $E[X^2] = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot f_X(x) dx$

b) Pour la variance, l'hm. de transfert

$$V(X) = \underbrace{E[X^2]}_{< \infty} - \underbrace{(E[X])^2}_{< \infty} < \infty.$$

Ex 4) $X: \Omega \rightarrow [-1, 1]$, loi uniforme

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{2} & \text{si } x \in [-1, 1] \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

Soit $Y = X^2$. M. g. X et Y ne sont pas indépendantes, mais que $\text{cov}(X, Y) = 0$.

$$P(X \leq x, Y \leq y) = P(X^{-1}(-\infty, x] \cap Y^{-1}(-\infty, y])$$

Remarque : Si $x \in [-1, 1]$, $x \geq x^2 = y$.

$$\text{Donc, } X^{-1}(-\infty, x] \cap Y^{-1}(-\infty, y] = X^{-1}(-\infty, x].$$

$$\text{et } P(X \leq x, Y \leq y) = P(X \leq x) \neq P(X \leq x) \cdot P(Y \leq y)$$

Donc, pas indépendants.

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

$$\uparrow = E[X^3] - E[X] \cdot E[X^2]$$

$$\begin{aligned} &\text{Si } X \text{ admet un moment d'ordre } n, \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} x^3 \cdot f_X(x) dx - \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f_X(x) dx \cdot \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot f_X(x) dx \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &\int_{-\infty}^{\infty} x^2 f_X(x) dx = \int_{-1}^1 x^2 f_X(x) dx \\ &= \int_{-1}^1 \frac{x^2}{2} dx < \infty \end{aligned}$$

$$= \frac{x^3}{3} \Big|_{-1}^1 - \left[\frac{x^2}{2} \Big|_{-1}^1 \cdot \frac{x^3}{3} \Big|_{-1}^1 \right]$$

$$= 0 - 0 \cdot \frac{2}{3} = 0.$$

$$(a) \quad \Omega = \{1, \dots, 6\}^3 = \{(x_1, x_2, x_3) \mid x_i \in \{1, \dots, 6\}\}$$

$$A_{ij} \subset \Omega, \quad A_{ij} = \{(x_1, x_2, x_3) \mid x_i = x_j\}$$

On a A_{12}, A_{23}, A_{13} , considérons

$$IP(A_{12} \cap A_{23} \cap A_{13}) = \frac{6}{6^3} = \frac{1}{36}$$

$$\{(x_1, x_2, x_3) \mid x_1 = x_2 = x_3\} \text{ cardinal } = 6 \quad \begin{array}{l} x_1 \neq x_2 = x_3 \\ \text{choix de } x_1 \end{array}$$

$$IP(A_{12}) = IP(A_{23}) = IP(A_{13}) = IP(A_{ij}) = \frac{1 \cdot 6 \cdot 6}{6^3} = \frac{1}{6}$$

$$\text{Mais } IP(A_{12}) \cdot IP(A_{23}) \cdot IP(A_{13}) = \frac{1}{6^3} \neq \frac{1}{36}, \text{ donc}$$

pas mutuellement indépendants.

$$\text{Par contre, } IP(A_{12} \cap A_{23}) = IP(\{(x_1, x_2, x_3) \mid x_1 = x_2\})$$

$$= IP(\{(x_1, x_2, x_3) \mid x_2 = x_3\}) = IP(\{(x_1, x_2, x_3) \mid x_1 = x_2 = x_3\})$$

$$= \frac{1}{36} = IP(A_{12}) \cdot IP(A_{23}) = \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{6} = \frac{1}{36}.$$

Donc deux à deux indépendants, mais pas mutuellement indépendants.