

---

## Corrigé de l'Examen de Mathématiques

---

### Exercice 1.

a) Pour déterminer les lois marginales de  $X$  et  $Y$ , on utilise les formules

$$\forall x \in X(\Omega), P(X = x) = \sum_{y \in Y(\Omega)} P(X = x \text{ et } Y = y),$$
$$\text{et } \forall y \in Y(\Omega), P(Y = y) = \sum_{x \in X(\Omega)} P(X = x \text{ et } Y = y).$$

On obtient ainsi:

- loi de  $X$ :  $X(\Omega) = \{0, 1, 2, 3\}$ ;

$$P(X = 0) = P(X = 0 \text{ et } Y = -1) + P(X = 0 \text{ et } Y = 0) + P(X = 0 \text{ et } Y = 1) = 1/4;$$

et de même  $P(X = 1) = 1/6$ ;  $P(X = 2) = 1/4$  et  $P(X = 3) = 1/3$ .

- loi de  $Y$ :  $Y(\Omega) = \{-1, 0, 1\}$ ;  $P(Y = -1) = 1/3$ ;  $P(Y = 0) = 1/3$  et  $P(Y = 1) = 1/3$ .

b) Par définition,

$$E(X) = \sum_{x \in X(\Omega)} xP(X = x) = 0 \times \frac{1}{4} + 1 \times \frac{1}{6} + 2 \times \frac{1}{4} + 3 \times \frac{1}{3} = \frac{5}{3},$$

et

$$V(X) = E(X^2) - E(X)^2 = \sum_{x \in X(\Omega)} x^2 P(X = x) - E(X)^2 = 0^2 \times \frac{1}{4} + 1^2 \times \frac{1}{6} + 2^2 \times \frac{1}{4} + 3^2 \times \frac{1}{3} - \frac{25}{9} = \frac{25}{18}.$$

De même, on trouve  $E(Y) = 0$  et  $V(Y) = 2/3$ .

c) On a  $Cov(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$ . Il reste donc à calculer  $E(XY)$ . On a 2 méthodes pour cela.

(1)

$$E(XY) = \sum_{x \in X(\Omega), y \in Y(\Omega)} xyP(X = x \text{ et } Y = y)$$
$$= 0 \times -1 \times \frac{7}{60} + 1 \times -1 \times \frac{1}{30} + -1 \times \frac{1}{12} + -1 \times 3 \times \frac{1}{10} + 0 \times 0 \times \frac{1}{20} + \dots$$

(2) On pose  $Z = XY$ . La loi de  $Z$  est alors  $Z(\Omega) = \{-3, -2, -1, 0, 1, 2, 3\}$  et  $P(Z = -3) = 1/10$ ;  $P(Z = -2) = 1/12$ ;  $P(Z = -1) = 1/30$ ;  $P(Z = 0) = 8/15$ ;  $P(Z = 1) = 1/12$ ;  $P(Z = 2) = 1/12$  et  $P(Z = 3) = 1/12$ . Puis on calcule  $E(Z)$  comme on a calculé  $E(X)$  au c).

On trouve finalement  $E(XY) = 0$  et donc  $Cov(X, Y) = 0$ .

Attention!!  $Cov(X, Y) = 0$  n'implique pas que  $X$  et  $Y$  sont indépendantes (seul l'inverse est vrai). Par définition, les variables  $X$  et  $Y$  sont indépendantes ssi

$$\forall x \in X(\Omega), \forall y \in Y(\Omega), \quad P(X = x \text{ et } Y = y) = P(X = x) \times P(Y = y).$$

Ici on a (par exemple)  $P(X = 0 \text{ et } Y = -1) = 7/60$  alors que  $P(X = 0) \times P(Y = -1) = 1/12$ . Donc  $X$  et  $Y$  ne sont pas indépendantes.

**d)** On a  $E(X+Y) = E(X) + E(Y) = 5/3$  et  $Var(X+Y) = Var(X) + Var(Y) + 2Cov(X, Y) = 37/18$ .

**e)**  $P(A) = P(X = Y) = P(X = 0 \text{ et } Y = 0) + P(X = 1 \text{ et } Y = 1) = 2/15$ .

**Exercice 2.** On note  $N$  l'évènement "la pièce est normale" et  $P$  celui "avoir pile". L'énoncé nous donne donc

$$P(N) = 2/3, \quad P(P|N) = 1/2, \quad P(P|\bar{N}) = 1.$$

**a)** On utilise la formule des probabilités totales:

$$P(P) = P(P|N) \times P(N) + P(P|\bar{N}) \times P(\bar{N}) = \frac{1}{2} \times \frac{2}{3} + 1 \times \frac{1}{3} = \frac{2}{3}.$$

**b)** On utilise cette fois la formule de Bayes. On trouve

$$P(N|P) = \frac{P(P|N) \times P(N)}{P(P)} = \frac{1}{2}.$$

**c)** L'idée est à nouveau d'utiliser la formule de Bayes. On note  $PP$  l'évènement "2 fois pile". Les deux lancers sont indépendants l'un de l'autre mais on lance deux fois la même pièce. On a donc

$$P(N|PP) = \frac{P(PP|N) \times P(N)}{P(PP)} = \frac{P(PP|N) \times P(N)}{P(PP|N) \times P(N) + P(PP|\bar{N}) \times P(\bar{N})}$$

avec  $P(PP|N) = P(P|N) \times P(P|N)$  et  $P(PP|\bar{N}) = P(P|\bar{N}) \times P(P|\bar{N})$ . Finalement on trouve

$$P(N|PP) = \frac{\frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{2}{3}}{\frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{2}{3} + 1 \times 1 \times \frac{1}{3}} = \frac{1}{3}.$$

**d)** On peut raisonner comme au c), mais plus simplement: si la pièce n'était pas normale on ne pourrait pas avoir "face"! Donc on est certain d'avoir la pièce normale:  $P(N|PPF) = 1$ .

### Exercice 3.

**a)** La densité d'une variable  $X$  qui suit une loi exponentielle de paramètre  $\lambda$  est

$$f(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq 0 \\ \lambda e^{-\lambda x} & \text{si } x > 0 \end{cases}.$$

Son espérance est  $E(X) = 1/\lambda$  et sa variance est  $Var(X) = 1/\lambda^2$ .

**b)** On appelle  $T$  la variable décrivant le temps d'attente entre 2 appels consécutifs et  $f$  sa densité ( $f$  est donnée au a) avec  $\lambda = 1$ ). On a alors

$$\text{i) } P(1 \leq T \leq 2) = \int_1^2 f(x) dx = \int_1^2 e^{-x} dx = e^{-1} - e^{-2},$$

$$\text{ii) } P(T \leq 10) = \int_{-\infty}^{10} f(x) dx = \int_0^{10} e^{-x} dx = 1 - e^{-10},$$

$$\text{iii) } P(T \geq 2) = 1 - P(T < 2) = 1 - \int_0^2 e^{-x} dx = e^{-2}.$$

**c)** L'attente moyenne entre 2 appels est  $E(T)$ . D'après a) cette attente moyenne est donc de 1mn.

**d)** On cherche  $t$  pour que  $P(T \leq t) = P(T \geq t) = 1 - P(T < t) = 1 - P(T \leq t)$  ( $T$  est à densité donc  $P(T < t) = P(T \leq t)$ ), et donc on veut que  $2P(T \leq t) = 1$ . Si  $t \leq 0$  on a  $P(T \leq t) = 0$  donc  $t > 0$ . Pour  $t > 0$  on a  $P(T \leq t) = \int_0^t e^{-x} dx = 1 - e^{-t}$ . On cherche donc  $t$  tel que  $1 - e^{-t} = \frac{1}{2} \Leftrightarrow e^{-t} = \frac{1}{2}$ . On trouve ainsi  $t = \ln 2$ .

**Exercice 4.**

**a)** La variable aléatoire  $X$  suit une loi binomiale de paramètres  $p = 0,05$  et  $n = 10$ . On a  $E(X) = np = 0,5$  et  $Var(X) = np(1-p) = 0,475$ .

**b)** Un lot est remboursé si  $X > 1$ . On a

$$P(X > 1) = 1 - P(X = 0) - P(X = 1) = 1 - \binom{10}{0} (1-p)^{10} - \binom{10}{1} p(1-p)^9 \simeq 8,61\%.$$

**c)** Le nombre de lots remboursés suit une loi binomiale de paramètres  $p' = P(X > 1)$  et  $n' = 3$ . La probabilité pour qu'exactement un lot soit remboursé est donc

$$P = \binom{3}{1} P(X > 1) \times (1 - P(X > 1))^2 \simeq 21,6\%.$$

**Exercice 5.** On utilise la table de valeurs donnée dans l'énoncé.

**a)**  $P(X < 0,71) = 0,7611$ ;  $P(X < -0,18) = 1 - P(X < 0,18) = 0,4286$  et  $P(0,47 < X < 2,14) = P(X < 2,14) - P(X < 0,47) = 0,303$ .

**b)**  $P(X < a) = 0,879$  si  $a = 1,17$ . Puisque  $0,117$  n'est pas dans la table, on en déduit que  $b$  est négatif. Par ailleurs  $0,117 = 1 - 0,883$ , et donc  $P(X < -b) = 1 - P(X < b) = 0,883$ . Ainsi  $-b = 1,19$ , d'où  $b = -1,19$ .

**c)** On a  $P(|X| < c) = P(-c < X < c) = P(X < c) - P(X < -c) = P(X < c) - (1 - P(X < c)) = 2P(X < c) - 1$ . On veut donc  $c$  tel que  $2P(X < c) - 1 = 0,95 \Leftrightarrow P(X < c) = 0,975$ . D'où  $c = 1,96$

**d)** On sait que  $L$  suit une loi normale  $\mathcal{N}(2, 0,008^2)$  donc  $L^* = \frac{L-2}{0,008}$  suit une loi normale  $\mathcal{N}(0, 1)$ .

On calcule alors la probabilité que la pièce soit

i) trop petite:  $P(L < 2 - 0,014) = P(L^* < -\frac{0,014}{0,008}) = P(L^* < -1,75) = 1 - P(L^* < 1,75) = 1 - 0,9599 = 0,0401$ ,

ii) trop grosse:  $P(L > 2 + 0,014) = P(L^* > 1,75) = 1 - P(L^* < 1,75) = 0,0401$ ,

iii) refusée:  $P(L < 2 - 0,014 \text{ ou } L > 2 + 0,014) = P(L < 2 - 0,014) + P(L > 2 + 0,014) = 0,0802$ .

**e)** Cette fois  $L^* = \frac{L-2}{\sigma}$ . On veut que le pourcentage de pièces refusées soit 5%, i.e.

$$P(L < 2 - 0,014 \text{ ou } L > 2 + 0,014) = 5\%.$$

Par ailleurs  $P(L < 2 - 0,014 \text{ ou } L > 2 + 0,014) = 1 - P(2 - 0,014 < L < 2 + 0,014) = 1 - P\left(-\frac{0,014}{\sigma} < L^* < \frac{0,014}{\sigma}\right) = 1 - P\left(|L^*| < \frac{0,014}{\sigma}\right)$ . On cherche donc  $\sigma$  tel que

$P\left(|L^*| < \frac{0,014}{\sigma}\right) = 0,95$ . Comme  $L^*$  suit une loi normale centrée réduite, on en déduit d'après

**c)** que  $c = \frac{0,014}{\sigma}$  et donc  $\sigma = \frac{0,014}{c}$ . Ainsi,  $\sigma = \frac{0,014}{1,96} \simeq 0,0071$ .