

Exercice 1 : (5pts)

Soient X et Y deux variables aléatoires réelles et soient a, b et y trois paramètres réels différents de 0 et 1 tels que la loi du couple (X, Y) soit donnée par le tableau suivant :

$Y \backslash X$	y	0	1
0	$\frac{1}{4}$	a	$\frac{1}{8}$
1	$\frac{1}{5}$	b	$\frac{1}{10}$

1)

a) Déterminer a et b de manière que X et Y soient indépendantes.

On a :

$Y \backslash X$	y	0	1	$P_X(i)$
0	$\frac{1}{4}$	a	$\frac{1}{8}$	$\frac{3}{8} + a$
1	$\frac{1}{5}$	b	$\frac{1}{10}$	$\frac{3}{10} + b$
$P_Y(j)$	$\frac{9}{20}$	$a + b$	$\frac{9}{40}$	1

avec la condition : $\sum_{(i,j) \in X(\Omega) \times Y(\Omega)} P_{X,Y}(i,j) = 1$ qui donne $a + b = 1 - \frac{27}{40} = \frac{13}{40}$. (*) 0.5pt

et pour que X et Y soient indépendantes, on doit vérifier que :

$\forall (i,j) \in X(\Omega) \times Y(\Omega), P_{X,Y}(i,j) = P_X(i) \times P_Y(j)$ 0.5pt

i.e. vérifier les six équations :

$$\left\{ \begin{array}{l} (\frac{3}{8} + a) \times \frac{9}{20} = \frac{1}{4} \\ (\frac{3}{10} + b) \times \frac{9}{20} = \frac{1}{5} \\ (\frac{3}{8} + a)(a + b) = a \\ (\frac{3}{10} + b)(a + b) = b \\ (\frac{3}{8} + a) \times \frac{9}{40} = \frac{1}{8} \\ (\frac{3}{10} + b) \times \frac{9}{40} = \frac{1}{10} \end{array} \right. (*)'$$

D'après (*)' on trouve : $a = \frac{1}{9}(5 - \frac{27}{8}) = \frac{13}{72}$ 0.5pt

D'après (*) on trouve : $b = \frac{13}{40} - \frac{13}{72} = \frac{13}{90}$ 0.5pt

en vérifiant bien que les cinq autres équations sont bien satisfaites pour les valeurs de a et b trouvées.

b) Quelles seraient alors les lois conditionnelles de X pour les différentes valeurs de Y ?

X et Y sont indépendantes alors

Pour $j \in \{y, 0, 1\} = Y(\Omega)$, puisque $P_Y(j) \neq 0$ on aura : $\forall i \in X(\Omega), P_{X/Y=j}(i) = P_X(i)$

i.e. $P_{X/Y} = P_X$ 1pt

2) On suppose dans cette question que $a = \frac{1}{5}$.

- Déterminer la valeur de y telle que la covariance de X et Y soit nulle.

$$a = \frac{1}{5} \text{ donc } b = \frac{13}{40} - \frac{1}{5} = \frac{1}{8} \text{ (d'après(*))} \dots\dots\dots 0.25 \text{pt}$$

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

tels que :

$$\begin{cases} E(X) = \frac{3}{10} + b = \frac{17}{40} \dots\dots\dots 0.25 \text{pt} \\ E(Y) = (\frac{9}{20})y + \frac{9}{40} \dots\dots\dots 0.25 \text{pt} \\ E(XY) = \frac{y}{5} + \frac{1}{10} \dots\dots\dots 0.25 \text{pt} \end{cases}$$

$$\text{Cov}(X, Y) = \frac{y}{5} + \frac{1}{10} - \frac{17}{40}(\frac{9y}{20} + \frac{9}{40}) = \frac{160-153}{800}y + \frac{160-153}{1600} \dots\dots\dots 0.25 \text{pt}$$

$$\text{Cov}(X, Y) = 0 \Rightarrow y = -\frac{1}{2} \dots\dots\dots 0.25 \text{pt}$$

- Les variables X et Y sont-elles alors indépendantes ? Commenter ce cas.

D'après la question (1.a), X et Y ne sont indépendantes que si $a = \frac{13}{72}$ et $b = \frac{13}{90}$.
 Dans le cas de cette question $a = \frac{1}{5}$ et $b = \frac{1}{8}$, X et Y ne sont donc pas indépendantes malgré que $\text{Cov}(X, Y) = 0$. 0.5pt

On sait que X et Y sont indépendantes alors $\text{Cov}(X, Y) = 0$, la réciproque n'est pas toujours vraie.

Exercice 2 : (7pts) [les parties A et B sont indépendantes]

Soient la v.a.r $X \rightarrow U_{]0,1[}$ (de loi uniforme sur l'intervalle $]0,1[$) et $Y = -2 \log X$ (logarithme népérien).

A)

- a) Déterminer la densité de probabilité f_Y de Y .

Soit $h :]0,1[\rightarrow]0,+\infty[$

$$x \rightarrow -2 \log x$$

$$h \text{ st bijective } \begin{cases} h \text{ est continue et strictement croissante} \\ h'(x) = -\frac{2}{x} < 0 \end{cases} \dots\dots\dots 0.25 \text{pt}$$

$$\text{et on a : } h^{-1}(x) = e^{-\frac{y}{2}} \in]0,1[, \forall y \in]0,+\infty[.$$

D'après le théorème de changement de variable (voir Cours ch4)

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{f_X(h^{-1}(y))}{|h'(h^{-1}(y))|} & \text{si } y \in]0,+\infty[\\ 0 & \text{si non} \end{cases} \dots\dots\dots 0.25 \text{pt}$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{2} e^{-\frac{y}{2}} & \text{si } y \in]0,+\infty[\\ 0 & \text{si non} \end{cases} \dots\dots\dots 1 \text{pt}$$

$$\text{On a donc } f_Y(y) = \frac{1}{2} \cdot e^{-\frac{y}{2}} 1_{\mathbb{R}_+^*}(y).$$

b) Donner l'appellation de la loi de Y , sa fonction de répartition F_Y , son espérance et sa variance.

D'après l'expression de la densité de probabilité de la V.a Y , on voit bien qu'il s'agit de la loi exponentielle de paramètre $\lambda = \frac{1}{2}$. 0.5pt

D'où (Cours Ch6)
$$\begin{cases} F_Y(y) = (1 - e^{-\frac{y}{2}})1_{\mathbb{R}_+^*}(y) \dots\dots\dots 1pt \\ E(Y) = 2 = \left(\frac{1}{\frac{1}{2}}\right) \dots\dots\dots 0.5pt. \\ V(Y) = 4 = \left(\frac{1}{(\frac{1}{2})^2}\right) \dots\dots\dots 0.5pt \end{cases}$$

B) On définit la v.a.r Z par $Z = [T] + 1$ telle que T de densité de probabilité $f_T(x) = \frac{1}{2}e^{-\frac{x}{2}}.1_{\mathbb{R}_+}(x)$.

([.] désigne la partie entière)

1) Calculer la loi de probabilité de la v.a Z .

$Z(\Omega) = \{1, 2, \dots\} = \mathbb{N}^*$,

Or d'après l'équivalence des événements suivants :

$\forall k \in \mathbb{N}^*, (Z = k) = ([T] + 1 = k) = ([T] = k - 1) = (k - 1 \leq T < k).$

$\forall k \in \mathbb{N}^*, P_Z(k) = P(Z = k) = P(k - 1 \leq T < k)$

D'où
$$\begin{aligned} &= F_T(k) - F_T(k - 1) \quad \text{avec } F_T = F_Y [\text{Question A(b)}] . \\ &= e^{-\frac{1}{2}(k-1)} - e^{-\frac{1}{2}k} \end{aligned}$$

2) Laquelle des lois usuelles correspond la loi de Z ?

On a : $\forall k \in \mathbb{N}^*, P_Z(k) = e^{-\frac{1}{2}(k-1)}(1 - e^{-\frac{1}{2}}) = (e^{-\frac{1}{2}})^{k-1} \cdot (1 - e^{-\frac{1}{2}}) = (1 - (1 - e^{-\frac{1}{2}}))^{k-1} \cdot (1 - e^{-\frac{1}{2}})$

En posant $p = 1 - e^{-\frac{1}{2}}$ d'où $1 - p = q = e^{-\frac{1}{2}}$, on aura : $\forall k \in \mathbb{N}^*, P_Z(k) = q^{k-1} \cdot p$

On remarque que c'est l'expression de la loi géométrique de paramètre $p = 1 - e^{-\frac{1}{2}}$

3) Donner la fonction génératrice de Z , son espérance et sa variance.

$Z \rightarrow g(p), p = 1 - e^{-\frac{1}{2}}$ on trouve (Cours Ch6) en remplaçant par la valeur de $p, p = 1 - e^{-\frac{1}{2}}$

$$\begin{cases} G_Z(t) = \frac{pe^t}{1 - qe^t} \quad 0 < qe^t < 1 \dots\dots\dots 0.5pt \\ E(Z) = \frac{1}{p} \dots\dots\dots 0.25pt. \\ V(Y) = \frac{1-p}{p^2} \dots\dots\dots 0.25pt \end{cases}$$

Exercice 3 : (3pts) [les parties A et B sont indépendantes]

- A. Calculer $V(X.Y)$ si X et Y sont deux variables aléatoires indépendantes et normalement distribuées de lois respectivement $N(-1;1)$ et $N(2;4)$.**

En utilisant le théorème 3 du chapitre 5 : h et g deux fonctions définies respectivement sur $X(\Omega)$ et $Y(\Omega)$ à valeurs réelles.

Si X et Y sont indépendantes alors $E(h(X).g(Y)) = E(h(X)).E(g(Y))$.

On aura donc

$$\begin{aligned} V(XY) &= E((XY)^2) - (E(XY))^2 \\ &= E(X^2 Y^2) - (E(X)E(Y))^2 \\ &= E(X^2)E(Y^2) - (E(X))^2(E(Y))^2 \\ &= (V(X) + (E(X))^2)(V(Y) + (E(Y))^2) - (E(X))^2(E(Y))^2 \dots\dots\dots 1pt \\ &= (1 + (-1)^2)(2^2 + 2^2) - (-1)^2.2^2 = 12 \dots\dots\dots 0.5pt \end{aligned}$$

- B. Soient X_1, X_2 et X_3 des variables aléatoires indépendantes dont la matrice Variance-Covariance du vecteur (X_1, X_2, X_3) est :**

$$\begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ c_{21} & c_{22} & c_{23} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{bmatrix}$$

Après la simplification dans l'écriture de cette matrice, calculer $\sigma(W)$ en fonction des c_{ij} tel que :

$$W = 3X_1 + 2X_2 - X_3.$$

X_1, X_2 et X_3 indépendantes, la matrice variance-covariance est diagonale,

c'est-à-dire $\begin{cases} \forall i \neq j, & c_{ij} = 0 = \text{cov}(X_i, X_j) & \text{indépendance} \\ & \text{et} & \dots\dots\dots 0.5pt \\ c_{ii} = V(X_i) & \text{pour } i = 1, 2, 3 \end{cases}$

D'où $V(W) = 3^2 V(X_1) + 2^2 V(X_2) + (-1)^2 V(X_3) = 9c_{11} + 4c_{22} + c_{33}$
(toutes les covariances sont nulles)

Enfin $\sigma(W) = \sqrt{9c_{11} + 4c_{22} + c_{33}} \dots\dots\dots 1pt$