

**Institut de Financement du Développement du Maghreb Arabe**  
Concours de Recrutement de la 37ème Promotion - Assurance

Techniques Quantitatives  
Avril 2018  
Durée : une heure et demie

**Cette épreuve comporte deux pages**  
**Aucun document n'est autorisé.**

**Exercice 1 : ( 4 points: 1.5+1.5+1)**

Considérons deux variables  $X$  et  $Y$  indépendantes ayant des espérances mathématiques notées  $m_x$  et  $m_y$  et des variances  $\sigma_X^2$  et  $\sigma_Y^2$

- 1-Exprimer en fonction de ces paramètres la variance de la variable produit  $Z = X Y$
- 2-Dans quel cas, cette variance est-elle égale au produit des variances :  $\sigma_X^2 \sigma_Y^2$  ?
- 3- Utiliser les résultats précédents pour prouver que le produit de deux lois de Poisson indépendantes n'est pas une loi de Poisson

**Exercice 2 : ( 6 points: 1+1+1+2+1)**

On considère une suite  $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$  de  $n$  variables de Bernoulli indépendantes telles que  $P[X_i = 1] = \theta$  et  $P[X_i = 0] = 1 - \theta$  où  $\theta$  est un scalaire compris entre 0 et 1. On pose :  $Y_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$

- 1- Dans cette question, on suppose que  $n$  est connu
  - i- Déterminer la loi de probabilité de  $Y_n$  et celle de  $n - Y_n$
  - ii- En déduire leurs espérances mathématiques et leurs variances
- 2-On admet dans cette question que  $n$  est une variable aléatoire suivant la loi de Poisson de paramètre  $\lambda$ 
  - i- Reprendre le calcul de l'espérance mathématique de  $Y_n$
  - ii- Calculer la variance de  $Y_n$
  - iii- La loi de  $Y_n$  est-elle la même que celle déterminée dans la question 1 ? Justifier votre réponse.

**Exercice 3 : ( 10 points : Partie1: 1+1+1+2 Partie2 : 1+1+1.5+1.5)**

**Les deux parties de cet exercice sont indépendantes**

Considérons  $X$  une variable aléatoire ayant une densité exponentielle de paramètre  $\theta$  définie par  $f(x) = \theta e^{-\theta x}$  pour  $x \geq 0$  et  $f(x) = 0$  sinon et  $\theta$  est un paramètre positif.

### Première partie

- 1- Déterminer la fonction de répartition de  $X$
- 2- Calculer en fonction de  $\theta$  la médiane de  $X$
- 3- On définit  $Z = [X]$ , qui désigne la partie entière de  $X$  : ce qui signifie que  $Z$  est le plus grand nombre entier inférieur à  $X$ 
  - i- Déterminer la loi de probabilité de  $Z$
  - ii- Calculer l'espérance mathématique de la variable  $Z$

### Deuxième partie

Le gain associé à un projet industriel suit une loi exponentielle telle que définie ci-dessus. Le projet peut prendre deux formes distinctes notées  $A$  et  $B$  pour lesquels le paramètre de la variable gain correspondant est soit  $a$  soit  $b$  avec  $a$  et  $b$  deux paramètres inconnus positifs différents.

On dispose de  $n$  réalisations indépendantes  $X_1, X_2, \dots, X_n$  suivant toutes la même loi que la variable  $X$  de paramètre  $a$  et de  $n$  autres réalisations indépendantes  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  suivant toutes la même loi que la variable  $X$  de paramètre  $b$

1- i- Déterminer les estimations de  $a$  et de  $b$  par la méthode du maximum de vraisemblance.

ii- Ces estimations sont elles efficaces ? justifier votre réponse

2- On dispose de  $n = 10$  observations indépendantes pour chacun des deux types de projets .

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
A	12	5	10	17	14	11	13	9	8	11
B	15	11	17	6	12	13	17	11	12	16

i- Comparer les deux projets  $A$  et  $B$  au sens du gain espéré

ii- Comparer les deux projets  $A$  et  $B$  au sens du risque associé au gain.

\*\*\*\*\*

## Institut de Financement du Développement du Maghreb Arabe

Concours de Recrutement de la 37 ème Promotion - Assurance

Techniques Quantitatives  
Avril 2018

### Corrigé : Exercice 1

1-

$$V(XY) = E(X^2Y^2) - (E(XY))^2 = EX^2EY^2 - (E(X))^2(E(Y))^2 = (m_x^2 + \sigma_x^2)(m_y^2 + \sigma_y^2) - m_x^2m_y^2 \\ = \sigma_x^2\sigma_y^2 + \sigma_x^2m_y^2 + \sigma_y^2m_x^2$$

2- La variance de  $XY$  sera égal au produit  $\sigma_x^2\sigma_y^2$  si et seulement si

$$\sigma_x^2m_y^2 + \sigma_y^2m_x^2 = 0 \text{ ce qui est équivalent à } m_y = m_x = 0$$

3-Pour deux lois de Poisson :  $V(XY) = \lambda \mu + \lambda \mu^2 + \lambda^2 \mu$

alors que  $E(XY) = E(X)E(Y) = \lambda \mu$

On constate que  $E(XY)$  est différente de  $V(XY)$ , ce qui prouve que  $XY$  n'est pas une loi de Poisson

### Corrigé Exercice 2

1- i-  $Y_n$  est par définition une loi binomiale  $B(n, \theta)$

ii-  $E(Y_n) = n \theta$  et  $V(Y_n) = n \theta(1 - \theta)$

2- Nous avons en conditionnant par rapport à  $n$

$$\text{i- } E(Y_n|n) = n \theta, \text{ et } Var(Y_n|n) = n \theta(1 - \theta) \text{ ce qui donne} \\ E(Y_n) = EE(Y_n|n) = E(n \theta) = \theta \lambda$$

ii-  $Var(Y_n) = VarE(Y_n|n) + EVar(Y_n|n) = Var(n\theta) + E(n\theta(1-\theta)) = \theta^2\lambda + \lambda\theta(1-\theta) = \lambda\theta$

iii- La loi de  $Y_n$  n'est pas la même que dans la question 1. Ses caractéristiques ont changé

### Corrigé Exercice 3

#### Première partie

1- Pour  $x$  positif, on a  $F(x) = P(X \leq x) = \int_0^x \theta e^{-\theta t} dt = [-e^{-\theta t}]_0^x = 1 - e^{-\theta x}$

alors que pour  $x$  négatif :  $F(x) = 0$

2- La médiane  $M$  vérifie l'équation :  $F(M) = \frac{1}{2}$ , ce qui donne  $1 - e^{-\theta M} = \frac{1}{2}$   
et donc :  $M = \frac{1}{\theta} \text{Log}(2)$ ,

3- i-La variable  $Z$  prend ses valeurs dans  $\mathbf{N}$  l'ensemble des entiers positifs ou nuls.

Pour  $z$  entier positif  $P[Z = z] = P[z \leq X < z+1] = (1 - e^{-\theta(z+1)}) - (1 - e^{-\theta z}) = e^{-\theta z} - e^{-\theta(z+1)} = e^{-\theta z}(1 - e^{-\theta})$

ii- L'espérance mathématique de la variable  $Z$  est :

$$E(Z) = \sum_{z=0}^{\infty} zP[Z = z] = (1 - e^{-\theta}) \sum_{z=0}^{\infty} ze^{-\theta z}$$

Or :  $\sum_{z=0}^{\infty} ze^{-\theta z} = e^{-\theta} + 2e^{-2\theta} + 3e^{-3\theta} + \dots$  est la dérivée de  $-e^{-\theta} - e^{-2\theta} - e^{-3\theta} + \dots = \frac{-e^{-\theta}}{1 - e^{-\theta}} = 1 - \frac{1}{1 - e^{-\theta}}$

ce qui donne :  $\sum_{z=0}^{\infty} ze^{-\theta z} = \frac{e^{-\theta}}{(1 - e^{-\theta})^2}$

et donc  $E(Z) = \frac{e^{-\theta}}{(1 - e^{-\theta})} = \frac{1}{e^{\theta} - 1}$

iii- Nous avons :  $Z = [X] \leq X$ , ce qui signifie que  $E(Z) \leq E(X)$

D'ailleurs :  $E(Z) = \sum_{z=0}^{\infty} zP[Z = z] = (1 - e^{-\theta}) \sum_{z=0}^{\infty} ze^{-\theta z} \leq \theta \sum_{z=0}^{\infty} ze^{-\theta z}$  du fait que  $1 - e^{-\theta} \leq \theta$

La fonction  $f(\theta) = 1 - e^{-\theta} - \theta$  est décroissante avec  $f(0) = 0$ , ce qui signifie qu'elle est négative.

#### Deuxième partie

1-i-La densité de probabilité de l'échantillon  $X_1, X_2, \dots, X_n$  (projet forme A) est :  $f(x_1, x_2, \dots, x_n) = a^n e^{-a(x_1 + x_2 + \dots + x_n)}$  pour  $x_i \geq 0$  avec  $i = 1, 2, \dots, n$

- L'estimateur de  $a$  par la méthode du maximum de vraisemblance s'obtient par l'annulation de la dérivée de

$\text{Log}(a) - a(x_1 + x_2 + \dots + x_n)$  Cela donne :  $\frac{1}{a} - (x_1 + x_2 + \dots + x_n) = 0$  et donc :

$$\widehat{a_{MV}} = \frac{n}{x_1 + x_2 + \dots + x_n}$$

Le même calcul conduit à l'estimation  $\widehat{b_{MV}} = \frac{n}{y_1 + y_2 + \dots + y_n}$

ii- Les deux estimations ne sont pas efficaces (question du cours) du fait que

$$E(\widehat{a_{MV}}) = E\left(\frac{n}{x_1 + x_2 + \dots x_n}\right) \text{ différent de } a$$

Il en est de même pour  $\widehat{b_{MV}}$

2- Les calculs numériques conduisent à  $x_1 + x_2 + \dots x_n = 110$  et donc

$$\widehat{a_{MV}} = \frac{10}{110}$$

$$\text{et } y_1 + y_2 + \dots y_n = \widehat{b_{MV}} = \frac{10}{130}$$

i-On a donc gain espéré pour le projet A :  $\frac{1}{a} = 11$  alors que pour le projet B :

$$\frac{1}{b} = 13$$

Ainsi le projet B est préféré à A au sens du gain espéré

ii En terme de risque; la variance de A est  $\frac{1}{a^2} = 121$  alors que la variance de B

$$\text{est } \frac{1}{b^2} = 169$$

Le projet A est préféré à B au sens du risque

---