

# Examen final - Été 2017

## MAT1720 - Probabilités

NOM : \_\_\_\_\_

CODE PERMANENT : \_\_\_\_\_

### Instructions :

- Vous avez 3 heures pour compléter l'examen.
- **Expliquez de manière détaillée** votre raisonnement (excepté pour les Vrai ou Faux).
- La calculatrice est permise.
- Réduisez vos réponses le plus possible.
- **Bon examen !**

**Pondération : 45% de la note finale.**

**L'examen est corrigé sur 60 points.**

Date : 3 août 2017

Chargé de cours : Frédéric Ouimet

## Formule de variance conditionnelle

$$\text{Var}(S) = E[\text{Var}(S \mid N)] + \text{Var}(E[S \mid N]).$$

## Lois de probabilités importantes

### Poisson

- $X \sim \text{Pois}(\lambda), \quad \lambda > 0.$

—

$$P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, \quad k \in \mathbb{N}_0.$$

- $E[X] = \lambda$  et  $\text{Var}(X) = \lambda.$

### Uniforme

- $X \sim \text{Unif}(a, b), \quad -\infty < a < b < \infty.$

—

$$f_X(x) = \frac{1}{b-a}, \quad x \in [a, b].$$

- $F_X(x) = \frac{x-a}{b-a}, \quad x \in [a, b].$

- $E[X] = \frac{a+b}{2}$  et  $\text{Var}(X) = \frac{(b-a)^2}{12}.$

### Exponentielle

- $X \sim \text{Exp}(\lambda), \quad \lambda > 0.$

—

$$f_X(x) = \lambda e^{-\lambda x}, \quad x > 0.$$

- $F_X(x) = 1 - e^{-\lambda x}, \quad x > 0.$

- $E[X] = \frac{1}{\lambda}$  et  $\text{Var}(X) = \frac{1}{\lambda^2}.$

### Gamma

- $X \sim \text{Gamma}(\alpha, \lambda), \quad \alpha, \lambda > 0.$

—

$$f_X(x) = \frac{(\lambda x)^{\alpha-1} \lambda e^{-\lambda x}}{\Gamma(\alpha)}, \quad x > 0, \quad \text{où } \Gamma(\alpha) = \int_0^\infty t^{\alpha-1} e^{-t} dt.$$

- Notez que la fonction  $\Gamma$  satisfait  $\Gamma(\alpha) = (\alpha-1)\Gamma(\alpha-1)$  pour tout  $\alpha > 1$ . En particulier,  $\Gamma(n) = (n-1)!$  pour tout  $n \in \mathbb{N}$ . On a aussi  $\Gamma(1/2) = \sqrt{\pi}$ .

- $E[X] = \frac{\alpha}{\lambda}$  et  $\text{Var}(X) = \frac{\alpha}{\lambda^2}.$

### Normale

- $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2), \quad \mu \in \mathbb{R}, \sigma > 0.$

—

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right), \quad x \in \mathbb{R}.$$

- $E[X] = \mu$  et  $\text{Var}(X) = \sigma^2.$

## Problème 1 (15 points)

**Vrai ou Faux (Aucune justification n'est nécessaire)**

**ATTENTION :**

- Bonne réponse = +1 point ;
- Aucune réponse = 0 point ;
- Mauvaise réponse = -0.5 points.

1. Soit  $X$  une v.a. telle que  $P(X = 0) = 1$ , alors  $F_X(\cdot)$  est constante.
2. Soit  $X$  une v.a. avec densité  $f_X : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ . Si on admet que  $\lim_{|x| \rightarrow \infty} f_X(|x|)$  existe, alors nous avons  $\lim_{|x| \rightarrow \infty} f_X(|x|) = 0$ .
3. Si  $Z \sim \mathcal{N}(0, 1)$ , alors  $X = e^Z$  a pour densité  $f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(\log x)^2}{2}\right)$ ,  $x > 0$ .
4. La fonction caractéristique d'une v.a. existe toujours.
5. Soit  $X$  une v.a. avec variance nulle, alors on peut avoir  $P(X \neq E[X]) > 0$ .

- 
- 
6. Soit  $X \sim \mathcal{N}(2, 4)$ , alors  $P(1 \leq X \leq 3) = 2F_Z(0.25) - 1$  où  $F_Z(z) = \int_{-\infty}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx$ .
  7. Soit  $X$  une v.a. avec fonction de répartition  $F_X(\cdot)$  inversible. Alors,  $U(\omega) \stackrel{\circ}{=} F_X(X(\omega))$  est de loi uniforme sur  $(0, 1)$ .
  8. Nous considérons une v.a.  $X$  avec fonction de répartition

$$F_X(x) = \begin{cases} 0, & \text{si } x < 0, \\ \frac{x}{2}, & \text{si } 0 \leq x < 1/2, \\ \frac{x}{x+1}, & \text{si } x \geq 1/2. \end{cases}$$

Nous avons  $P(1/2 \leq X \leq 1) = 1/6$ .

9. Soit  $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$  des v.a. i.i.d. de loi Poisson(1) et  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n, \dots$  des v.a. i.i.d. de loi Normale(0, 1). Alors, par la loi faible des grands nombres,

$$P\left(0 \leq \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i + Y_i) \leq 2\right) \rightarrow 1 \quad \text{lorsque } n \rightarrow \infty.$$

10. À un examen final de probabilité, un étudiant doit répondre à 15 questions Vrai ou Faux valant 1 point chacun. Le pointage attribué à chaque question est le même que dans le présent examen. L'étudiant étant désespéré, il répond à toutes les questions au hasard (Vrai ou Faux avec probabilité 1/2 respectivement). Sa note est donnée par la v.a.  $X/15$ . L'espérance de  $X$  est 7.5.
- 
-

11. Soit  $X$  et  $Y$  deux v.a. discrètes, alors  $E[X \mid \{Y = y\}]$  est une variable aléatoire pour tout  $y \in \mathbb{R}$  tel que  $P(Y = y) > 0$ .
12. Soit  $(X, Y)$  un vecteur gaussien. Si  $\text{Cov}(X, Y) = 0$ , alors les v.a.  $X$  et  $Y$  sont indépendantes.
13. Soit  $X$  une v.a. continue, alors la densité  $f_X(\cdot)$  satisfait  $\max_{x \in \mathbb{R}} f_X(x) \leq 1$ .
14. Soit  $N \sim \text{Pois}(\lambda)$  et soit  $X_1, X_2, X_3, \dots$  une suite i.i.d. de v.a. telles que  $E[X_i^2] < \infty$ . On suppose aussi que  $N$  et les  $X_i$  sont indépendants. Alors,

$$\text{Var}\left(\sum_{i=1}^N X_i\right) = \lambda \cdot \text{Var}(X_1).$$

15. Soit  $X, Y \sim \text{Pois}(\lambda)$ . On a toujours  $\text{Cov}(X, Y) \leq \lambda$ .

### Problème 1 (15 points)

## Noircissez vos réponses

1. V    F
2. V    F
3. V    F
4. V    F
5. V    F

6. V    F
7. V    F
8. V    F
9. V    F
10. V    F

11. V    F
12. V    F
13. V    F
14. V    F
15. V    F

**Problème 2 (10 points)**

Un point  $X$  est choisi au hasard sur l'intervalle  $(0, 1)$  avec la densité suivante

$$f_X(x) = \begin{cases} c(1 - x^2), & x \in (0, 1), \\ 0, & \text{sinon.} \end{cases}$$

- (a) **(2 points)** Trouvez  $c$ .
- (b) **(2 points)** Montrez que  $E[X^2] = 1/5$ .
- (c) **(2 points)** Trouvez la fonction de répartition  $F_X(x)$  pour  $x \in (0, 1)$ .
- (d) **(2 points)** Soit  $Y \stackrel{\text{d}}{=} X^3$ . Trouvez une expression pour la fonction de répartition de  $Y$ .
- (e) **(2 points)** Trouvez la densité de  $Y$ .

**Problème 3 (15 points)**

Soit la densité conjointe

$$f_{X,Y}(x, y) = \begin{cases} xe^{-x(y+1)}, & \text{si } x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{sinon.} \end{cases}$$

- (a) **(4 points)** Trouvez la densité marginale de  $X$  et la densité marginale de  $Y$ . Est-ce que  $X$  et  $Y$  sont indépendantes ?
- (b) **(3 points)** Considérons  $Z \stackrel{\text{d}}{=} XY$ . Montrez que  $Z \sim \text{Exp}(1)$ .  
*Indice* : Il y a plusieurs façons de faire, calculez  $F_Z(z)$  ou  $f_Z(z)$  pour  $z > 0$ .
- (c) **(4 points)** Est-ce que  $Z$  et  $X$  sont des v.a. indépendantes ? (Justifiez rigoureusement.)
- (d) **(2 points)** Soit  $W \sim \text{Exp}(\lambda)$ . Montrez qu'on a  $E[W^k] = \frac{k}{\lambda} E[W^{k-1}]$  pour tout  $k \in \mathbb{N}$  et déduisez une formule générale pour  $E[W^k]$ .
- (e) **(2 points)** Calculez  $E[X^6 Y^3]$ .

**Problème 4 (5 points)**

Soit  $Z \sim \mathcal{N}(0, 1)$  et soit  $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  une fonction différentiable telle que  $\lim_{|t| \rightarrow \infty} g(t)e^{-a|t|} = 0$  pour tout  $a > 0$ .

- (a) **(2 points)** Intégrez par parties pour montrer que  $E[g'(Z)] = E[Zg(Z)]$ .
- (b) **(2 points)** Justifiez rigoureusement l'égalité  $E[Z^n] = (n-1)E[Z^{n-2}]$  pour tout  $n \geq 2$ .
- (c) **(1 points)** Trouvez  $E[Z^6]$ .

**(Les problèmes 5,6 et 7 sont à la prochaine page ...)**

**Problème 5 (7 points)**

On considère  $N \sim \text{Pois}(\Lambda)$  où  $\Lambda$  est une variable aléatoire. Précisément, nous savons que la loi conditionnelle de  $N$  sachant  $\Lambda$  est donnée par

$$P(N = n \mid \{\Lambda = \lambda\}) = \frac{\lambda^n}{n!} e^{-\lambda}, \quad n \in \{0, 1, 2, \dots\}.$$

Nous supposons que la loi marginale de  $\Lambda$  est

$$P(\Lambda = 1) = 1/2 \quad \text{et} \quad P(\Lambda = 2) = 1/2.$$

- (a) **(2 points)** Trouvez la loi conjointe de  $(N, \Lambda)$ , c'est-à-dire  $P(N = n, \Lambda = \lambda)$  pour tout  $n \in \{0, 1, 2, \dots\}$  et pour tout  $\lambda \in \{1, 2\}$ .
- (b) **(1 point)** Trouvez  $P(N = n)$  pour tout  $n \in \{0, 1, 2, \dots\}$ .
- (c) **(2 points)** Calculez  $P(\Lambda = \lambda \mid \{N = 1\})$  pour  $\lambda = 1$  et  $\lambda = 2$ .
- (d) **(2 points)** En déduire la valeur de  $E[\Lambda \mid \{N = 1\}]$ .

**Problème 6 (5 points)**

Soit  $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$  des v.a. i.i.d. de loi  $\text{Exp}(\lambda)$  pour un certain  $\lambda > 0$ . Posons

$$N(\omega) \doteq \max \left\{ n \in \mathbb{N} : \sum_{i=1}^n X_i(\omega) \leq 1 \right\}.$$

C'est-à-dire que  $N(\omega) = n$  si  $n$  est le plus grand entier tel que la somme des  $X_i(\omega)$ ,  $1 \leq i \leq n$ , ne dépasse pas 1. Notez que pour tout  $n \in \mathbb{N}$ , on sait que  $Y_n \doteq \sum_{i=1}^n X_i \sim \text{Gamma}(n, \lambda)$ , et donc que

$$f_{Y_n}(y) = \frac{(\lambda y)^{n-1} \lambda e^{-\lambda y}}{(n-1)!}, \quad y > 0.$$

- (a) **(1 point)** Justifiez (en mots ou mathématiquement) l'égalité

$$P(N = n) = P(Y_n \leq 1, X_{n+1} > 1 - Y_n).$$

- (b) **(4 points)** Conditionnez sur les valeurs que peut prendre  $Y_n$  afin de trouver la loi de  $N$ .

**Problème 7 (3 points)**

Soit  $X$  et  $Y$  deux v.a. de variance finie. Le but du problème est de donner une preuve alternative de l'inégalité de Cauchy-Schwarz :  $|\text{Cov}(X, Y)| \leq \sqrt{\text{Var}(X)} \sqrt{\text{Var}(Y)}$ .

- (a) **(1 point)** Développez  $p(\lambda) \doteq \text{Cov}(X - \lambda Y, X - \lambda Y)$  sous la forme  $p(\lambda) = a\lambda^2 + b\lambda + c$ .
- (b) **(2 points)** Justifiez une condition que  $\Delta \doteq b^2 - 4ac$  doit satisfaire, et concluez.

---

Fin de l'examen