

Examen - 1ère Session.  
Documents et calculatrices interdits

Dans tout l'examen on travaille sur un espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ .

**1. Questions de cours :**

- Calculer  $\limsup A_n$  et  $\liminf A_n$  si  $\Omega = \mathbb{R}$  muni de la tribu borélienne et  $\forall n \in \mathbb{N} : A_n := [-1/n; 2 + (-1)^n[$ .
- Démontrer l'inégalité de Markov  $\mathbb{P}(|X| \geq a) \leq \mathbb{E}[|X|]/a$  (où  $a > 0$  et  $X : (\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P}) \mapsto \mathbb{R}$  est une variable aléatoire réelle).
- Est ce que l'égalité  $\mathbb{E}(1/X) = 1/\mathbb{E}(X)$  est vraie en général ? Jamais ?

*Solution de l'exercice 1.*

- $\limsup A_n = [0, 3[$ ,  $\liminf A_n = [0, 1[$
- Comme  $X \geq a \mathbf{1}_{\{X \geq a\}}$  on a  $\mathbb{E}(X) \geq a \mathbb{E}[\mathbf{1}_{\{X \geq a\}}]$  d'où l'égalité demandée.
- Cette égalité n'est pas vraie en général (prendre le cas  $\mathbb{P}(X = 1) = \mathbb{P}(X = 2) = 1/2$ ) mais est valable si  $X$  est une constante non-nulle par exemple.

**2. Variables discrètes :** Soit  $X$  et  $Y$  deux variables indépendantes à valeur dans  $\mathbb{N}$  de lois respectives Poisson de paramètre  $\lambda > 0$  et Poisson de paramètre  $\mu > 0$ .

- Rappeler l'expression de  $\mathbb{P}(X = k)$ ,  $k = 0, 1, \dots$
- Rappeler l'expression de la fonction génératrice de la loi de Poisson, i.e.  $g_X(s) := \mathbb{E}(s^X)$ ,  $s \in [0, 1]$ .
- Donner la loi de  $X + Y$ . Justifier votre réponse.
- Soit  $N$  une variable de loi géométrique de paramètre  $p$ . Rappeler sa distribution et sa fonction génératrice.
- Donner la fonction génératrice de  $Z := \sum_{i=1}^N X_i$  où les  $X_i$  sont des variables indépendantes et identiquement distribuées de loi de Poisson de paramètre  $\lambda > 0$ .

*Solution de l'exercice 2.*

- $\mathbb{P}(X = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$ .
- $g_X(s) = e^{\lambda(s-1)}$ .
- Si  $X$  et  $Y$  sont indépendantes on sait que  $g_{X+Y}(s) = g_X(s)g_Y(s)$  donc  $g_{X+Y}(s) = e^{(\lambda+\mu)(s-1)}$  Il s'agit donc d'une loi de Poisson de paramètre  $\lambda + \mu$ .

d) On a  $\mathbb{P}(N = k) = (1 - p)p^k, k = 0, 1, \dots$  et  $g_X(s) = \frac{1-p}{1-sp}$ . (on retrouve facilement se résultat si l'on se souvient de  $\sum_{k=0}^{\infty} x^k = \frac{1}{1-x}$ )

e)

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[s^Z] &= \sum_{n=0,1,2,\dots} \mathbb{E}(s^Z \cap N = n) \\ &= \sum_{n=0,1,2,\dots} \mathbb{E}(s^Z | N = n) \mathbb{P}(N = n) \\ &= \sum_{n=0,1,2,\dots} e^{n\lambda(s-1)} \mathbb{P}(N = n) \\ &= (1-p) \sum_{n=0,1,2,\dots} (pe^{\lambda(s-1)})^n \\ &= \frac{1-p}{1-pe^{\lambda(s-1)}}. \end{aligned}$$

**3. Une loi faible :** Soit  $(X_2, X_3, \dots)$  une suite de variables aléatoires indépendantes telles que

$$\mathbb{P}(X_n = n) = \mathbb{P}(X_n = -n) = \frac{1}{2n \log n}, \mathbb{P}(X_n = 0) = 1 - \frac{1}{n \log n}.$$

On pose  $S_n = \sum_{i=2}^n X_i$  et on va montrer que cette suite vérifie une loi faible des grands nombres mais pas une loi forte.

- Montrer que  $\sum_{i \geq 2}^n \frac{i}{\log i} \leq \frac{n^2}{\log n}$ .
- Montrer que  $S_n/n \rightarrow 0$  en probabilité. On pourra commencer par montrer que la convergence a lieu dans  $L^2$  (i.e que  $\mathbb{E}[(S_n/n)^2] \rightarrow 0$ ).
- Montrer que l'évènement  $\{|X_i| \geq i\}$  se réalise infiniment souvent.
- En déduire que  $S_n/n$  ne peut pas converger presque sûrement.

*Solution de l'exercice 3.*

- a) Comme  $x \mapsto x/\ln x$  est croissante pour  $x \geq e$  on voit que pour tout  $2 \leq i \leq n$  on a  $i/\ln i \leq n/\ln n$  d'où  $\sum_{i=2}^n \frac{i}{\ln i} \leq (n-1) \frac{n}{\ln n} \leq \frac{n^2}{\ln n}$ .
- b)  $\mathbb{E}[(S_n/n)^2] = \frac{1}{n^2} \mathbb{E}(S_n^2)$ . Comme  $\mathbb{E}(X_i, X_j) = 0$  quand  $i \neq j$  et que  $\mathbb{E}(X_i^2) = i^2/(i \ln i) = i/\ln i$  on a  $\mathbb{E}(S_n^2) = \sum_{i=2}^{\infty} \frac{i}{\ln i}$  et donc

$$\mathbb{E}[(S_n/n)^2] \leq \frac{1}{\ln n} \rightarrow 0.$$

La convergence  $L^2$  implique la convergence en probabilité.

- c) Soit  $A_i = \{|X_i| \geq i\}$ . On a  $\mathbb{P}(A_n) = \frac{1}{2n \log n}$  et donc  $\sum_n \mathbb{P}(A_n) = \infty$ . Comme les  $A_n$  sont indépendants, on en déduit par Borel-Cantelli que les  $A_n$  se produisent infiniment souvent.

- d) On voit donc que  $S_n/n$  ne peut converger presque sûrement car comme la convergence p.s. implique la convergence en probabilité et que l'on sait que  $S_n/n \rightarrow 0$  en probabilité, la seule limite presque sûre possible pour  $S_n/n$  est 0, or  $S_n/n$  est infiniment souvent à distance 1 de 0 par la question précédente et ne converge donc pas presque sûrement vers 0.

**4. Couple de variables :** Soit  $(X, Y)$  un couple de variables de densité conjointes :

$$\begin{cases} f(x, y) = 2e^{-(x+y)}, & \text{si } 0 \leq x \leq y, \\ f(x, y) = 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

- Montrer que  $f$  définit bien une densité de probabilité.
- Déterminer la région minimale  $\Delta$  du plan telle que  $\mathbb{P}((X, Y) \in \Delta) = 1$ .
- Déterminer les densités marginales de  $X$  et  $Y$ .
- Les variables  $X$  et  $Y$  sont-elles indépendantes ?
- Calculer  $\mathbb{E}(XY)$  et  $\text{Cov}(X, Y)$ .

*Solution de l'exercice 4.*

a)

$$\begin{aligned} \int \int dx dy 2e^{-(x+y)} \mathbf{1}_{\{0 \leq x \leq y\}} &= 2 \int_0^\infty dy e^{-y} \int_0^y dx e^{-x} \\ &= 2 \int_0^\infty dy e^{-y} (1 - e^{-y}) = 2 - 1 = 1 \end{aligned}$$

c'est donc bien une densité de probabilité.

- b) Le support de la mesure de densité  $f(x, y)$  est  $\Delta = \{(x, y) : 0 \leq x \leq y\}$  (i.e. la région du quadrant supérieur droit situé au dessus de la première bissectrice).
- c)  $f_X(x) = \int dy f(x, y) = 2e^{-x} \int_x^\infty dy e^{-y} = 2e^{-2x}$ . et  $f_Y(y) = \int dx f(x, y) = 2e^{-y}(1 - e^{-y})$ .
- d) Non par exemple  $P(X > 1, Y < 1) = 0 \neq P(X > 1)P(Y < 1) > 0$ .
- e)

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(XY) &= 2 \int_0^\infty dy y e^{-y} \int_0^y dx x e^{-x} \\ &= 2 \int_0^\infty dy y e^{-y} (1 - ye^{-y} - e^{-y}) \\ &= 2(1 - 1/4 - 1/4) = 1. \end{aligned}$$

(on vérifie facilement que  $\int_0^\infty ye^{-2y} dy = \int_0^\infty y^2 e^{-2y} dy = 1/4$  en se rappelant qu'il s'agit de quantités reliées au premier et second moment de la loi exponentielle de paramètre 2).

**5. Théorème de la limite centrale :** Un joueur entre dans un casino où on lui propose le jeu suivant. Il doit jouer à pile ou face avec une pièce équilibrée dix-milles fois de suite. La mise de départ est de 100 Euros. S'il obtient "face" plus de 5150 fois il gagne deux mille Euros. Sinon il perd sa mise.

- Estimer la probabilité que le joueur gagne.
- Pensez-vous que ce jeu avantage le casino ou le joueur ? Quel devrait être le gain proposé par le casino pour que le jeu soit équilibré.

$x$	1	1.2	1.4	1.6	1.8	2	2.4	2.8	3	3.4
$\Phi(x)$	0.841	0.885	0.919	0.945	0.964	0.977	0.992	0.9974	0.9987	0.9997

*Solution de l'exercice 5.*

- Notons  $N$  le nombre de fois où le joueur obtient "face". On a  $N = \sum_{i=1}^n X_i$  où  $n = 10000$  et  $X_i$  vaut 1 si le  $i$ ème tirage est "face" et 0 sinon. Les  $X_i$  sont iid de loi de Bernoulli de paramètre  $1/2$ .

$$\mathbb{P}(N > 5150) = \mathbb{P}\left(\sum_1^n X_i - n \times 1/2 > 5150 - 5000\right) = \mathbb{P}\left(\frac{N - n/2}{\sqrt{n}} > 150/100\right).$$

D'après le théorème de la limite centrale  $\frac{N-n/2}{\sqrt{n}}$  suit approximativement une loi normale centrée de variance la variance de  $X_1$  c'est-à-dire  $1/4$ . Donc

$$\mathbb{P}\left(\frac{N - n/2}{\sqrt{n}} > 150/100\right) = \mathbb{P}\left(\frac{N - n/2}{\frac{1}{2}\sqrt{n}} > 3\right) \approx 1 - \phi(3) \approx 0,13\%.$$

- L'espérance de gain du joueur est donc de  $0,13\% \times 2000 - 0,9987 \times 100 = -97,27$  et est négative. Le jeu est très favorable au casino. Le gain  $G$  devrait être tel que

$$0,13\% \times G - 0,9987 \times 100 = 0$$

soit  $G \approx 76823$ .

*Barème indicatif :*

- 15 pts
- 20 pts
- 15 pts
- 15 pts
- 15 pts