

**Correction du Contrôle continu 1**

**Exercice 1 (5 points)** Soient  $X, Y : \Omega \rightarrow \mathbb{N}$  des variables aléatoires indépendantes de même loi géométrique de paramètre  $p$  donnée par  $P(X = n) = P(Y = n) = (1 - p)p^n, n \geq 0$ .

1. La mesure  $P_X = \sum_{n=0}^{\infty} (1 - p)p^n \delta_n$  loi de  $X$ .
2. Par transfert dans le cas discret, on a

$$\mathbf{E}(X) = \sum_{n=0}^{\infty} (1 - p)p^n n = (1 - p)p \sum_{n=1}^{\infty} np^{n-1} = (1 - p)p \frac{d}{dp} \sum_{n=1}^{\infty} p^n = (1 - p)p \frac{d}{dp} \frac{1}{1 - p} = \frac{p}{1 - p}$$

3.  $\{X > Y\} = (X - Y)^{-1}([0, \infty[)$  est l'image inverse d'un ouvert (donc d'un borélien) par une fonction mesurable ( $X - Y$ ) donc est mesurable. Calculons  $P(X > Y)$  par transfert (où en décomposant cet évènement en union dénombrable)

$$P(X > Y) = \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{l=k+1}^{\infty} P(X = l > Y = k)$$

Par indépendance on déduit :  $P(X > Y) = \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{l=k+1}^{\infty} P(X = l)P(Y = k) = (1 - p)^2 \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{l=k+1}^{\infty} p^l p^k$  Donc en sommant les séries géométriques :

$$P(X > Y) = (1 - p)^2 \sum_{k=0}^{\infty} \frac{p^{k+1}}{1 - p} p^k = (1 - p)p \frac{1}{1 - p^2} = \frac{p}{1 + p}$$

4. Par transfert  $\mathbf{E}[e^{iXt}] = \sum_{n=0}^{\infty} (1 - p)p^n e^{int} = \frac{1 - p}{1 - pe^{int}}$ .
5. Calculons la fonction de répartition de  $\min(X, Y)$  en utilisant l'indépendance et  $P(X \geq k) = \sum_{l=k}^{\infty} (1 - p)p^l = p^k$  :

$$P(\min(X, Y) \geq k) = P(X \geq k \text{ et } Y \geq k) = P(X \geq k)P(Y \geq k) = p^{2k}$$

On retrouve la même valeur que pour  $X$  avec  $p$  remplacé par  $p^2$  donc comme la fonction de répartition caractérise la loi,  $\min(X, Y)$  est de loi géométrique et raison  $p^2$  donc on déduit du 2 par transfert puis indépendance  $\mathbf{E}(\min(X, Y)) = \frac{p^2}{1 - p^2}$ .

6. Soit  $Z = \min(X, Y) \in \mathbb{N}, T = |X - Y| \in \mathbb{N}$ . Montrer que  $(Z, T)$  sont indépendants. On calcule si  $t \neq 0$

$$P(Z = z, T = t) = P(X = z, Y = t + z) + P(Y = z, X = t + z) = 2(1 - p)^2 p^{t+2z}$$

$$P(Z = z, T = 0) = P(X = Y = z) = (1 - p)^2 p^{2z}$$

En sommant sur  $z$   $P(T = 0) = \sum_{z=0}^{\infty} (1 - p)^2 p^{2z} = \frac{1 - p}{1 + p}$  donc on a :

$$P(T = 0)P(Z = z) = \frac{1 - p}{1 + p} p^{2z} (1 - p^2) = (1 - p)^2 p^{2z} = P(Z = z, T = 0)$$

De même  $P(T = t) = \sum_{z=0}^{\infty} 2(1-p)^2 p^{t+2z} = 2 \frac{1-p}{1+p} p^t$  et

$$P(T = t)P(Z = z) = 2 \frac{1-p}{1+p} p^{2z} (1-p^2) p^t = 2(1-p)^2 p^{2z} p^t = P(Z = z, T = t)$$

On déduit donc que  $Z, T$  sont indépendantes.

### Exercice 2 (5 points)

Soit  $U$  une variables aléatoire de loi uniforme sur  $[0, 1]$ . On rappelle que  $1_A$  est la fonction indicatrice de  $A$ . On pose pour  $n \geq 2$ .  $X_n = 1_{\{U \leq \frac{1}{n^2}\}} + 2 \cdot 1_{\{U \geq (1 - \frac{1}{n^2})\}}$ ,

1.

$$P(X_n = 1) = P(U \leq \frac{1}{n^2}) = \frac{1}{n^2}, \quad P(X_n = 2) = P(U \geq (1 - \frac{1}{n^2})) = \frac{1}{n^2}$$

et  $X_n : \Omega \rightarrow \{0, 1, 2\}$  donc la loi est  $P_{X_n} = \frac{1}{n^2} \delta_1 + \frac{1}{n^2} \delta_2 + (1 - \frac{2}{n^2}) \delta_0$

2. Calculer  $\mathbf{E}(X_n^2) = \frac{1}{n^2} + \frac{2^2}{n^2} = \frac{5}{n^2}$ .

3. Appliquons le lemme de Borel-Cantelli à  $A_n = \{\omega : |X_n(\omega)| \geq 1\}$ .

$P(A_n) = \frac{2}{n^2}$  Donc par une série de Riemann  $\sum P(A_n) < \infty$  donc par Borel-Cantelli  $P(\limsup A_n) = 0$  donc  $P(\liminf A_n^c) = 1$ .

4. Soit  $Y = \lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{k \geq n} |X_k|$ .

Or  $A_n^c = \{|X_n(\omega)| = 0\}$  donc

$$\liminf A_n^c = \{\exists k \forall n \geq k |X_n(\omega)| = 0\} = \{\exists k \sup_{n \geq k} |X_n(\omega)| = 0\} \subset \{Y = 0\}$$

car la suite  $\sup_{k \geq n} |X_k|$  est décroissante donc si elle vaut zero, elle tend vers 0.

Donc par complémentaire  $P(Y > 0) = 0$  et donc  $X_n$  converge donc p.s. vers 0.

### Exercice 3 (4 points)

Soit  $(Z_n)_{n \geq 1}$  une suite de variables aléatoires indépendantes identiquement distribués de loi exponentielle  $P_{Z_n}(dz) = e^{-z} 1_{[0, \infty[}(z) dz$ . On pose  $S_n = Z_1 + \dots + Z_n$ .

1. Montrons que  $P(S_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} +\infty) \in \{0, 1\}$ . (On pourra utiliser la loi du 0-1)  $\{S_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} +\infty\} = \{Z_k + \dots + Z_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} +\infty\} \in \sigma(Z_l, l \geq k)$  donc en prenant l'intersection sur  $k$ ,  $\{S_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} +\infty\}$  est dans la tribu asymptotique de la suite de variables aléatoires indépendantes identiquement  $Z_n$ , donc on peut appliquer la loi du 0-1 et  $P(S_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} +\infty) \in \{0, 1\}$ .

2.  $E(Z_1) = E(|Z_1|) = 1$  donc la loi des grands nombres s'applique et  $P(\frac{S_n}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} E(Z_1) = 1) = 1$

3.  $P(S_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} +\infty) = 1$ , car  $\frac{S_n}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} E(Z_1) = 1$  implique  $S_n \simeq n \rightarrow \infty$ .

4. Déterminons la limite

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \int_{\mathbb{R}_+^n} \frac{n}{n + (x_1 + \dots + x_n)} e^{-x_1} dx_1 \dots e^{-x_n} dx_n = \lim_{n \rightarrow \infty} E\left(\frac{1}{1 + \frac{S_n}{n}}\right).$$

Or la fonction  $1/(1+x)$  est continue donc l'application de la LGN donne  $\frac{1}{1 + \frac{S_n}{n}} \rightarrow 1/2$  p.s.

et la suite est dominée car  $1/(1+x)$  est borné par 1, donc par le théorème de convergence dominée de Lebesgue,

$$E\left(\frac{1}{1 + \frac{S_n}{n}}\right) \rightarrow \frac{1}{2}.$$