### Université Abou berkBelkaid Tlemcen (2022/2023)

#### Faculté des sciences

#### Département de mathématiques (L3)

# Examen de rattrapage: Introduction aux processus aléatoires (1h30mn) 14/06/2023

## EXERCICE Nº1 (10 pts)

- 1. Soit  $(X_n)_{n\geq 1}$  une suite de v.a.r définies sur l'espace de probabilisé  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  i.i.d de meme loi  $\mu$ . On pose  $Y_n = \max(X_1, ..., X_n)$ 
  - a). On suppose que  $\mu$  est la loi uniforme sur [0;1], donner sa densité et sa fonction de répartition (1pt)
  - **b).** Monter que la suite  $(n(1-Y_n))_{n\geq 1}$  converge en loi vers une limite qu'on explicitera. [indication:  $\lim_{n\to +\infty} \left(1-\frac{t}{n}\right)^n = e^{-t}$ ] (3pts)
- 2. Soit Y une variable aléatoire de loi uniforme sur [-1;1] et soit  $(Z_n)_{n\geq 1}$  une suite de v.a.r, i.i.d, avec

$$P(Z_n = \frac{1}{2^n}) = \frac{1}{2}; \quad P(Z_n = -\frac{1}{2^n}) = \frac{1}{2}$$

et  $S_n = \sum_{i=1}^n Z_n$  [indication:  $e^{it} = \cos t + i \sin t$ ]

- a). Donner la fonction caractéristique de la v.a. Y (1pt)
- b). Déterminer la fonction caractéristique de  $(Z_n)_{n\geq 1}$ , en déduire celle de  $S_n$  (2.5pts)
- c). En utilisant la formule  $\sin(\frac{t}{2^{n-1}}) = 2\sin(\frac{t}{2^n})\cos(\frac{t}{2^n})$  vérifier que

$$\Phi_{S_n}(t) = \frac{\sin t}{t} \cdot \frac{t/2^n}{\sin(t/2^n)}$$
(1.5pts)

d). En déduire que  $S_n$  converge en loi vers une variable que l'on déterminera (1pt)

## EXERCICE Nº2 (10 pts)

1. On considère pour  $\alpha > 0$  la fonction de répartition continue suivante:

$$F(x) = P_{\alpha}(X \le x) = (1 - x^{-\alpha}) \cdot 1_{[1; +\infty[}(x)$$

On observe  $(X_1,...,X_n)$  suite de v.a.*i.i.d* de loi  $P_{\alpha}$ 

Calculez l'estimateur du maximum de vraisemblance de  $\alpha$ . (3pts)

- 2. Si  $\hat{\alpha}$  est un estimateur asymptotiquement sans biais de  $\alpha$  et si sa variance tend vers zéro, alors il est convergent (en quels sens?). (3pts)
- 3. Si  $\hat{\alpha}$  est un estimateur de  $\alpha$  convergent en moyenne quadratique, alors il est asymptotiquement sans biais.(2pts)
- 4. Définir le processus de Poisson (2pts)

#### SOLUTION PROPOSEE

## EXERCICE Nº1 (10 pts)

- 1. Soit  $(X_n)_{n\geq 1}$  une suite de v.a.r définies sur l'espace de probabilisé  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  i.i.d de meme loi  $\mu$ . On pose  $Y_n = \max(X_1, ..., X_n)$ 
  - a). On suppose que  $\mu$  est la loi uniforme sur [0;1], donner sa densité et sa fonction de répartition (1pt) Donc  $X_n \hookrightarrow U_{[0;1]}$  sa densité est:  $f_{X_n}(x) = 1 \times 1_{[0;1]}(x)$  et sa fonction de répartion est

$$F(x) = \begin{cases} 0 & si \ x < 0 \\ x & si \ 0 \le x \le 1 \\ 1 & si \ x > 1 \end{cases}$$

b). Monter que la suite  $(n(1-Y_n))_{n\geq 1}$  converge en loi vers une limite qu'on explicitera.  $[indication: \lim_{n\to +\infty} \left(1-\frac{t}{n}\right)^n = e^{-t}]$  (3pts)

Déterminons la loi de  $(n(1-Y_n))_{n\geq 1}$  ie sa fonction de répartition mais avant calculons la loi de  $Y_n$ 

$$Y_n \in [0;1] P(Y_n \le y) = P(X_1 \le y, ..., X_n \le y)$$

$$P(Y_n \le y) = \prod_{i=1}^n P(X_i \le y)$$

$$P(Y_n < y) = y^n (*)$$

donc

$$n(1 - Y_n) \in [0; n]$$
  $P(n(1 - Y_n) \le t) = P(Y_n \ge 1 - \frac{t}{n})$   
 $P(n(1 - Y_n) \le t) = 1 - P(Y_n \le 1 - \frac{t}{n})$   
 $= 1 - \left[1 - \frac{t}{n}\right]^n$   $selon(*)$ 

la convergence devient evidente, on sait que  $\lim_{n\to+\infty} \left(1-\frac{t}{n}\right)^n = e^{-t}$ , donc

$$\lim_{n \to +\infty} 1 - \left(1 - \frac{t}{n}\right)^n = 1 - e^{-t}$$

Or  $1 - e^{-t}$  est la fonction de répartition de la loi exponetielle de paramétre 1

 $(n\left(1-Y_{n}\right))_{n\geq1}converge$  en loi vers une variable exponetielle de paramétre 1

2. Soit Y une variable aléatoire de loi uniforme sur [-1;1] et soit  $(Z_n)_{n\geq 1}$  une suite de v.a.r, i.i.d, avec

$$P(Z_n = \frac{1}{2^n}) = \frac{1}{2}; \quad P(Z_n = -\frac{1}{2^n}) = \frac{1}{2}$$

et  $S_n = \sum_{i=1}^n Z_n$  [indication:  $e^{it} = \cos t + i \sin t$ ]

a). Donner la fonction caractéristique de la v.a. Y (1pt)

$$\Phi_Y(t) = E(e^{ity}) = \int_{-1}^{+1} \frac{1}{2} e^{ity} dy$$

$$= \left[ \frac{1}{2it} e^{ity} \right]_{-1}^{1}$$

$$= \frac{e^{it} - e^{-it}}{2it}$$

$$= \frac{\sin t}{t}$$

.

b). Déterminer la fonction caractéristique de  $(Z_n)_{n\geq 1}$ , en déduire celle de  $S_n$  (2.5pts)

$$\Phi_{Z_n}(t) = E(e^{itZ_n}) = e^{it\frac{1}{2^n}}P(Z_n = \frac{1}{2^n}) + e^{-it\frac{1}{2^n}}P(Z_n = -\frac{1}{2^n})$$

$$= \frac{e^{it\frac{1}{2^n}} + e^{-it\frac{1}{2^n}}}{2} = \cos(\frac{t}{2^n})$$

Donc

$$\Phi_{S_n}(t) = \prod_{k=1}^n \Phi_{Z_k}(t) = \prod_{k=1}^n \cos(\frac{t}{2^k})$$

c). En utilisant la formule  $\sin(\frac{t}{2^{n-1}}) = 2\sin(\frac{t}{2^n})\cos(\frac{t}{2^n})$  vérifier que

$$\Phi_{S_n}(t) = \frac{\sin t}{t} \cdot \frac{t/2^n}{\sin(t/2^n)}$$
(1.5pts)

En effet, il suffit de remarquer que

$$\sin(\frac{t}{2^{n-1}}) = 2\sin(\frac{t}{2^n})\cos(\frac{t}{2^n}) \Longleftrightarrow \cos(\frac{t}{2^n}) = \frac{1}{2}\frac{\sin(\frac{t}{2^{n-1}})}{\sin(\frac{t}{2^n})}$$

donc

$$\Phi_{S_n}(t) = \prod_{k=1}^n \cos(\frac{t}{2^k}) 
= \prod_{k=1}^n \frac{1}{2} \frac{\sin(\frac{t}{2^{k-1}})}{\sin(\frac{t}{2^k})} 
= \frac{1}{2^n} \prod_{k=1}^n \frac{\sin(\frac{t}{2^{k-1}})}{\sin(\frac{t}{2^k})} 
= \frac{1}{2^n} \frac{\sin t}{\sin(t/2)} \times \frac{\sin(t/2)}{\sin(1/2^2)} \times \dots \times \frac{\sin(\frac{t}{2^{n-1}})}{\sin(\frac{t}{2^n})} 
= \frac{\sin t}{t} \cdot \frac{t/2^n}{\sin(t/2^n)} \quad CQFD$$

**d).** En déduire que  $S_n$  converge en loi vers une variable que l'on déterminera (1pt)

$$\lim_{n \to +\infty} \Phi_{S_n}(t) = \lim_{n \to +\infty} \frac{\sin t}{t} \cdot \frac{t/2^n}{\sin(t/2^n)} = \frac{\sin t}{t} = \Phi_Y(t)$$

 $\operatorname{car} \lim_{n \to +\infty} \frac{t/2^n}{\sin(t/2^n)} = 1$  conclusion

 $S_n$  connverge en loi vers Y la loi uniforme sur [-1;1]

.

## EXERCICE N°2 (10 pts)

1. On considère pour  $\alpha > 0$  la fonction de répartition continue suivante:

$$F(x) = P_{\alpha}(X \le x) = (1 - x^{-\alpha}) \cdot 1_{[1; +\infty[}(x)$$

On observe  $(X_1, ..., X_n)$  suite de v.a.*i.i.d* de loi  $P_{\alpha}$ 

Calculez l'estimateur du maximum de vraisemblance de  $\alpha$ . (3pts)

a) Déterminons la densité

$$f(x) = \alpha \cdot x^{-\alpha - 1}$$

b) la vraisemblance

$$L(x,\alpha) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i,\alpha)$$
$$= \prod_{i=1}^{n} \alpha \cdot x_i^{-\alpha-1}$$
$$= \alpha^n \prod_{i=1}^{n} x_i^{-(\alpha+1)}$$

c) log-vraisemblance

$$\ln L(x,\alpha) = n \ln \alpha - (\alpha + 1) \sum_{i=1}^{n} \ln x_i$$

d) la dérivée

$$\frac{\partial}{\partial \alpha} \ln L(x, \alpha) = \frac{n}{\alpha} - \sum_{i=1}^{n} \ln x_i$$

$$\frac{\partial}{\partial \alpha} \ln L(x, \alpha) = 0 \Leftrightarrow \widehat{\alpha} = \frac{n}{\sum_{i=1}^{n} \ln x_i}$$

vérification que c'est un maximum

$$\frac{\partial^2}{\partial \alpha^2} \ln L(x, \alpha) = -\frac{n}{\alpha^2} < 0 \quad CQFD$$

- 2. Si  $\hat{\alpha}$  est un estimateur asymptotiquement sans biais de  $\alpha$  et si sa variance tend vers zéro, alors il est convergent (en quels sens?). (3pts) (voir cours)
- 3. Si  $\hat{\alpha}$  est un estimateur de  $\alpha$  convergent en moyenne quadratique, alors il est asymptotiquement sans biais.(2pts) (voir cours)
- 4. Définir le processus de Poisson (2pts) (voir cours)