

## Feuille de TD n° 9

**Exercice 1.** [Convergence en loi de variables discrètes] Soit  $X, X_1, X_2, \dots$  des variables aléatoires à valeurs dans  $\mathbb{N}$ . Montrer que les trois énoncés suivants sont équivalents<sup>1</sup> :

- (i)  $X_n \xrightarrow{(loi)} X$
- (ii)  $\forall k \in \mathbb{N}, \mathbb{P}(X_n = k) \rightarrow \mathbb{P}(X = k)$
- (iii)  $\sum_{k \in \mathbb{N}} |\mathbb{P}(X_n = k) - \mathbb{P}(X = k)| \rightarrow 0$

**Exercice 2.** [Loi des petits nombres] Soit  $X_n \sim \text{Bin}(n, p_n)$ , et  $X \sim \text{Po}(\lambda)$ . On suppose que  $np_n \rightarrow \lambda \in ]0, +\infty[$ . Montrer que, pour tout  $k \in \mathbb{N}$ ,

$$\mathbb{P}(X_n = k) \rightarrow \mathbb{P}(X = k), \quad \text{quand } n \rightarrow \infty.$$

**Exercice 3.** [Convergence uniforme des fonctions de répartition] Soit  $X, X_1, X_2, \dots$  des v.a. réelles de fonctions de répartition  $F, F_1, F_2, \dots$  que  $X_n \xrightarrow{(loi)} X$  et  $F$  continue.

1. On suppose d'abord que, pour tout  $n \geq 1$ ,  $F_n(0) = F(0) = 0$  et  $F_n(1) = F(1) = 1$ .
  - (a) Soit  $0 \leq k < m$  des entiers. Pour  $k/m \leq x \leq (k+1)/m$ , montrer que :

$$|F_n(x) - F(x)| \leq \max \left\{ \left| F_n\left(\frac{k}{m}\right) - F\left(\frac{k}{m}\right) \right|, \left| F_n\left(\frac{k+1}{m}\right) - F\left(\frac{k+1}{m}\right) \right| \right\} + F\left(\frac{k+1}{m}\right) - F\left(\frac{k}{m}\right)$$

- (b) Conclure que  $\sup_{x \in [0,1]} |F_n(x) - F(x)| \rightarrow 0$ .
2. Montrer, dans le cas général<sup>2</sup> :  $\sup_{x \in \mathbb{R}} |F_n(x) - F(x)| \rightarrow 0$

**Exercice 4.** [Convergence en loi et en probabilité] Soit  $X, X_1, X_2, \dots$  des v.a. réelles.

1. (a) Montrer que, pour tout  $t \in \mathbb{R}$ , et  $\varepsilon > 0$  :

$$\mathbb{P}(X_n \leq t) - \mathbb{P}(X \leq t) \leq \mathbb{P}(t < X \leq t + \varepsilon) + \mathbb{P}(|X_n - X| > \varepsilon)$$

et que

$$\mathbb{P}(X \leq t) - \mathbb{P}(X_n \leq t) \leq \mathbb{P}(t - \varepsilon < X \leq t) + \mathbb{P}(|X_n - X| > \varepsilon).$$

- (b) On suppose que  $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X$ . En déduire que pour tout  $t \in \mathbb{R}$  tel que  $\mathbb{P}(X = t) = 0$ ,

$$\lim_n |\mathbb{P}(X \leq t) - \mathbb{P}(X_n \leq t)| = 0.$$

2. Réciproquement, montrer que si  $X_n \xrightarrow{(loi)} c$  une constante, alors  $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} c$ .

**Exercice 5.** [Convexité et convergence en probabilité] Soit  $X_1, X_2, \dots$  des v.a. positives. On suppose qu'il existe  $0 < \alpha < \beta$  tels que  $\mathbb{E}[X_n^\alpha] \rightarrow 1$  et  $\mathbb{E}[X_n^\beta] \rightarrow 1$ .

1. Soit  $\varepsilon > 0$ , et  $\gamma > 1$ . Montrer qu'il existe  $\delta = \delta(\varepsilon) > 0$  tel que pour tout  $x \geq 0$ ,

$$x^\gamma \geq 1 + \gamma(x - 1) + \delta \mathbf{1}_{|x-1| > \varepsilon}.$$

2. En déduire :  $\mathbb{E}[X_n^\beta] \geq 1 + \frac{\beta}{\alpha}(\mathbb{E}[X_n^\alpha] - 1) + \delta \mathbb{P}(|X_n^\alpha - 1| > \varepsilon)$
3. Conclure que  $X_n \xrightarrow{(\mathbb{P})} 1$ .

**Exercice 6.** [Lemme de Slutsky] Soit  $(X_n, Y_n)_{n \geq 1}$  suite de couples de variables aléatoires. On suppose  $X_n \xrightarrow{(loi)} X$  et  $Y_n \xrightarrow{(\mathbb{P})} c$  constante.

---

1. (ii)  $\Rightarrow$  (iii) est le lemme de Scheffé : commencer par noter  $\sum_k (\mathbb{P}(X = k) - \mathbb{P}(X_n = k)) \mathbf{1}_{\mathbb{P}(X=k) \geq \mathbb{P}(X_n=k)} \rightarrow 0$ .  
 2. On pourra utiliser un homéomorphisme de  $\mathbb{R}$  sur  $]0, 1[$

1. Soit  $\varepsilon > 0$  fixé. Montrer que, pour tout entier  $n$  et tout réel  $v$ ,  $|e^{iY_n v} - e^{icv}| \leq |v|\varepsilon + 2\mathbf{1}_{\{|Y_n - c| > \varepsilon\}}$ .
2. En déduire<sup>3</sup> que pour tous réels  $u$  et  $v$ ,  $\Phi_{(X_n, Y_n)}(u, v) \rightarrow \Phi_X(u)e^{icv}$ .
3. Conclure que  $(X_n, Y_n) \xrightarrow{(loi)} (X, c)$ .

**Exercice 7.** [Équicontinuité des fonctions caractéristiques de suites tendues de v.a.] Soit  $X_1, X_2, \dots$  des v.a. réelles de fonctions caractéristiques  $\Phi_{X_1}, \Phi_{X_2}, \dots$ . On suppose que la suite  $(X_n)_{n \geq 1}$  est tendue, c'est-à-dire :

$$\sup_n \mathbb{P}(|X_n| > M) \rightarrow 0, \quad \text{quand } M \rightarrow \infty.$$

1. Montrer que

$$|\mathbb{E}[e^{i(t+h)X_n} - e^{itX_n}]| \leq 2\mathbb{P}(|X_n| > M) + \mathbb{E}[|e^{ihX_n} - 1|, |X_n| \leq M],$$

2. Soit  $\varepsilon > 0$ . En déduire qu'on peut trouver  $\delta = \delta(\varepsilon)$  tel que pour tout  $|h| \leq \delta$ , pour tout  $t \in \mathbb{R}$ , pour tout  $n \in \mathbb{N}$ ,

$$|\mathbb{E}[e^{i(t+h)X_n} - e^{itX_n}]| \leq \varepsilon.$$

3. Conclure que la famille  $(\Phi_{X_n})_{n \geq 1}$  est uniformément équicontinue

$$\lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \sup_{s, t: |t-s| \leq \varepsilon} \sup_{n \in \mathbb{N}} |\Phi_{X_n}(t) - \Phi_{X_n}(s)| = 0$$

**Exercice 8.** [Convergence des paramètres] On suppose  $X_n \xrightarrow{(loi)} X$  et :

1.  $X_n \sim \text{Exp}(\lambda_n)$ , pour  $\lambda_n \in ]0, +\infty[$ . Montrer que  $\lambda_n \rightarrow \lambda \in ]0, +\infty[$ .
2.  $X_n \sim \mathcal{N}(0, \sigma_n^2)$ , pour  $\sigma_n^2 \in ]0, +\infty[$ . Montrer que  $\sigma_n^2 \rightarrow \sigma^2 \in [0, +\infty[$ .

**Exercice 9.** [Décomposition dyadique de la loi uniforme]

1. Soit  $X$  de loi uniforme sur  $[-1, 1]$ . Calculer la fonction caractéristique  $\Phi_X$ .
2. Soit  $(Y_n)_{n \geq 1}$  i.i.d. de loi uniforme sur  $\{-1, 1\}$ , et  $X_n = \sum_{i=1}^n Y_i/2^i$ . Calculer  $\Phi_{X_n}$ .
3. Montrer<sup>4</sup> que  $X_n \xrightarrow{(loi)} X$ .

**Exercice 10.** [Une construction originale de la Gaussienne]

1. Soit  $W \sim \mathcal{N}(0, 1)$ . Calculer la fonction caractéristique  $\Phi_W$ .
2. Soit  $(Y_n)_{n \geq 1}$  i.i.d. de loi uniforme sur  $\{-1, 1\}$ , et  $W_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sqrt{2i} Y_i$ . Calculer  $\log \Phi_{W_n}$ .
3. Donner le développement limité à l'ordre 2 à l'origine de la fonction  $x \in ]-\pi/2, \pi/2[ \rightarrow \log(\cos(x))$ , et en déduire que  $W_n \xrightarrow{(loi)} W$ .

**Exercice 11.** [Fonction caractéristique et une équation en loi]

1. Montrer que  $2(1 - \cos(hx))/h^2 \rightarrow x^2$  quand  $h \rightarrow 0$ .
2. Soit  $X$  variable aléatoire de fonction caractéristique  $\Phi_X$ . En déduire :

$$\mathbb{E}[X^2] \leq - \limsup_{h \rightarrow 0} \frac{\Phi_X(h) - 2\Phi_X(0) + \Phi_X(-h)}{h^2}$$

3. Applications :

(a) On suppose  $\Phi_X(t) = 1 + o(t^2)$ . Montrer que  $X = 0$  p.s.

(b) On suppose que  $X$  et  $Y$  sont deux variables aléatoires indépendantes telles que  $X + Y \stackrel{(loi)}{=} X$ . En déduire que  $Y = 0$  p.s.

3. On pourra écrire  $e^{i(uX_n + vY_n)} - e^{i(uX + vc)} = (e^{iuX_n} - e^{iuX})e^{ivc} + (e^{ivY_n} - e^{ivc})e^{iuX_n}$

4. On utilisera de façon répétée l'identité trigonométrique  $\sin(t) = 2 \sin(t/2) \cos(t/2)$

**Exercice 12.** [Estimation Poissonienne de sommes.]

1. Soit  $a, b > 0$ , et  $X \sim \text{Po}(a)$  et  $Y \sim \text{Po}(b)$  deux variables aléatoires indépendantes. Quelle est la loi de  $X + Y$  ?
2. Pour  $n$  entier, on pose  $X_n \sim \text{Po}(n)$ . Montrer que, quand  $n \rightarrow \infty$ ,

$$\frac{X_n - n}{\sqrt{n}} \xrightarrow{(loi)} \mathcal{N}(0, 1).$$

3. En déduire

$$e^{-n} \sum_{k=0}^n \frac{n^k}{k!} \rightarrow \frac{1}{2} \text{ quand } n \rightarrow \infty$$

**Exercice 13.** [Une construction originale de la Gaussienne, 2] Soit  $X_1, X_2, \dots$  i.i.d. avec  $\mathbb{P}(X_1 \geq 0) = 1$ ,  $\mathbb{E}[X_1^2] < \infty$  et  $\mathbb{E}[X_1] = 1$ . On pose  $\sigma^2 = \text{Var}(X_1)$ . Montrer<sup>5</sup> que

$$\frac{2}{\sigma} \left( \sqrt{\sum_{j=1}^n X_j} - \sqrt{n} \right) \xrightarrow{(loi)} \mathcal{N}(0, 1).$$

**Exercice 14.** [Somme auto-normalisée] Soit  $X_1, X_2, \dots$  i.i.d. avec  $0 < \mathbb{E}[X_1^2] < \infty$  et  $\mathbb{E}[X_1] = 0$ . Montrer que

$$\frac{\sum_{j=1}^n X_j}{\sqrt{\sum_{j=1}^n X_j^2}} \xrightarrow{(loi)} \mathcal{N}(0, 1).$$

**Exercice 15.** [Somme auto-normalisée 2] Soit  $X_1, X_2, \dots$  i.i.d. de loi  $\text{Unif}(-1, 1)$ . On pose

$$Y_n = \frac{\sum_{j=1}^n X_j}{\sum_{j=1}^n X_j^2 + \sum_{j=1}^n X_j^3}$$

Montrer que  $\sqrt{n}Y_n \xrightarrow{(loi)} \mathcal{N}(0, 3)$ .

**Exercice 16.** [Loi des grands nombres  $L^1$ ] Soit  $X_1, X_2, \dots$  i.i.d. avec  $\mathbb{E}[|X_1|] < \infty$  et  $\mathbb{E}[X_1] = 0$ . On pose  $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ .

1. On suppose de plus  $\mathbb{E}[X_1^2] < \infty$ . Montrer que  $S_n/n \xrightarrow{L^2} 0$ .
2. On revient au cas général (avec seulement  $\mathbb{E}[|X_1|] < \infty$ ). Pour  $R \geq 0$  arbitraire, on introduit les quantités tronquées suivantes :

$$X^{(R)} = X \mathbf{1}_{|X| \leq R} - \mathbb{E}[X \mathbf{1}_{|X| \leq R}] \quad \text{et} \quad S_n^{(R)} = \sum_{i=1}^n X_i^{(R)}.$$

- (a) Montrer que

$$\mathbb{E} \left[ \left| \frac{S_n^{(R)}}{n} \right| \right] \leq \frac{R}{\sqrt{n}}.$$

- (b) Montrer que

$$\mathbb{E} \left[ \left| \frac{S_n - S_n^{(R)}}{n} \right| \right] \leq 2\mathbb{E}[|X| \mathbf{1}_{|X| > R}].$$

- (c) En déduire que  $S_n/n \xrightarrow{L^1} 0$ .

---

5. On pourra multiplier par la quantité conjuguée