

**TD V : Caractérisations/Convergences**

- Octobre 2025
- Master I ISIFAR
- **Probabilités**

**Exercice 1.**

On définit la densité  $f_a$  par  $f_a(x) = \frac{a}{\pi(x^2+a^2)}$  pour  $a > 0$ . Si  $X \sim f_a, Y \sim f_b, X \perp\!\!\!\perp Y$  quelle est la densité de la loi de  $X + Y$ ?

*Suggestion : passez par les fonctions caractéristiques.*

**Exercice 2** (Marche symétrique arrêtée).

On considère une suite de variables aléatoires  $(X_n)_{n \geq 1}$  sur  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$  de loi  $\mathbb{P}(X_1 = 1) = 1/2 = 1 - \mathbb{P}(X_1 = -1)$ . On se donne un entier  $x$  entre 0 et  $n$  et on pose pour  $t \geq 1$ ,  $S_t = x + \sum_{k=1}^t X_k$ , et  $\tau_x = \inf\{t \geq 0, S_t = 0 \text{ ou } S_t = n\}$ . Le but de l'exercice est de calculer  $u_x = \mathbb{E}(\tau_x)$ .

- i.  $\tau_x$  est-elle une variable aléatoire ?
- ii. Calculer  $u_0$  et  $u_n$ .
- iii. Écrire une équation reliant  $u_k, u_{k+1}$  et  $u_{k-1}$ .
- iv. Poser  $v_k = u_k - u_{k-1}$  et en déduire  $u_k$ , puis  $\max_{k \in [0, n]} u_k$ .
- v. Ecrire un *programme* permettant de simuler des réalisations aléatoires de  $\tau_x$ .
- vi. Estimer *numériquement* les  $u_k$  à partir des simulations de la question précédente.
- vii. Représenter graphiquement les estimations de  $u_k$  en fonction de  $k$ .

**Exercice 3** (Théorème d'approximation de Weierstrass).

Soit  $f : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$  une fonction continue.

Soit  $S_n$  une variable aléatoire distribuée selon une loi binomiale de paramètres  $n$  et  $x \in (0, 1)$ .

Montrer que :

$$\lim_n \sup_{0 \leq x \leq 1} \left| f(x) - \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} f\left(\frac{k}{n}\right) \right| = 0$$

*Suggestion : Utiliser*

$$\mathbb{E}(Z) = \mathbb{E}(Z \mathbb{I}_A) + \mathbb{E}(Z \mathbb{I}_{A^c})$$

avec  $Z = f(x) - f(S_n/n)$  et

$$A = \{|S_n/n - x| > \delta\},$$

Le théorème d'approximation de Weierstrass s'énonce : toute fonction continue sur  $[0, 1]$  peut être approchée uniformément par des polynômes.

Si  $f$  est une fonction croissante sur  $[a, b]$ , on définit son inverse généralisée  $f^{\leftarrow}$  par

$$f^{\leftarrow}(y) = \inf\{x : x \in [a, b], f(x) \geq y\} \quad \text{pour } y \in [f(a), f(b)].$$

**Exercice 4** (Fonctions quantiles).

- i. Montrer que si  $(f_n)_n$  est une suite de fonctions croissantes sur  $[a, b] \subset \mathbb{R}$  qui converge *simplement* vers  $f$  une autre fonction croissante sur  $[a, b]$  en tout point de continuité de  $f$ , alors la suite  $(f_n^\leftarrow(y))$  converge simplement vers  $f^\leftarrow(y)$  en tout  $y \in [f(a), f(b)]$  où  $f^\leftarrow$  est continue.
- ii. Soit  $F$  une fonction de répartition, on définit la fonction quantile associée  $F^\leftarrow$  par

$$F^\leftarrow(p) = \inf\{x : F(x) \geq p\} \quad \text{pour } p \in ]0, 1[.$$

Vérifier que si deux fonctions de répartition ont même fonction quantiles alors elles sont égales.

Dans cette définition  $F$  est une fonction de répartition,  $F^\leftarrow$  la fonction quantile associée.

- iii. Montrer que pour tout  $x \in \mathbb{R}, p \in ]0, 1[$ ,
  - a.  $F^\leftarrow(p) \leq x \Leftrightarrow p \leq F(x)$ .
  - b.  $F \circ F^\leftarrow(p) \geq p$  avec égalité si et seulement si il existe  $x$  tel que  $F(x) = p$ . \ Si  $F \circ F^\leftarrow(p) > p$  alors  $F^\leftarrow$  est discontinue en  $p$ .
  - c.  $F^\leftarrow \circ F(x) \leq x$ . \ Si  $F^\leftarrow \circ F(x) < x$ , alors il existe  $\epsilon > 0$  tel que  $F(x - \epsilon) = F(x)$ .
  - d.  $(F \circ G)^\leftarrow = G^\leftarrow \circ F^\leftarrow$

**Exercice 5** (Statistiques d'ordre).

Si  $Y_{1:n} \leq Y_{2:n} \leq \dots \leq Y_{n:n}$  forme les statistiques d'ordre d'un  $n$ -échantillon de la loi exponentielle d'espérance 1, et si  $X_{1:n} \leq X_{2:n} \leq \dots \leq X_{n:n}$  désigne les statistiques d'ordre d'un  $n$ -échantillon d'une loi de fonction de répartition  $F$  qui admet une densité partout positive, montrer que

$$(X_{1:n}, X_{2:n}, \dots, X_{n:n}) \sim (F^\leftarrow(1 - \exp(-Y_{1:n})), \dots, F^\leftarrow(1 - \exp(-Y_{n:n}))) .$$

La fonction quantile empirique  $F_n^\leftarrow$  est la fonction quantile associée à la fonction de répartition empirique  $F_n$ . Si les points de l'échantillon sont deux à deux distincts

$$F_n^\leftarrow(p) = X_{k:n} \quad \text{pour } \frac{k-1}{n} < p \leq \frac{k}{n} .$$

Soit  $F$  une fonction de répartition qui est dérivable en  $F^\leftarrow(p)$  de dérivée non nulle notée  $f(p)$  pour une valeur  $p \in ]0, 1[$ . Montrer que

$$\sqrt{n} (F_n^\leftarrow(p) - F^\leftarrow(p)) + \sqrt{n} \frac{1}{f(p)} (F_n(F^\leftarrow(p)) - p) = o_P(1) .$$

Quelle est la loi limite de  $\sqrt{n} (F_n^\leftarrow(p) - F^\leftarrow(p))$  ?

**Exercice 6** (Convergences (relations)).

Si  $X_1, \dots, X_n, \dots$  sont définies sur le même espace probabilisé, et convergent en distribution vers  $Z$  (définie sur le même espace), peut-on affirmer que :

- i.  $X_1, \dots, X_n, \dots$  convergent en probabilité vers  $Z$  ?
- ii.  $X_1, \dots, X_n, \dots$  convergent presque sûrement vers  $Z$  ?

**Exercice 7** (Convergence en distribution vers une constante).

Si  $X_1, \dots, X_n, \dots$  sont définies sur le même espace probabilisé, et convergent en distribution vers  $c$  (une variable aléatoire constante/dégénérée) égale à  $c$  avec probabilité 1), montrer que  $X_1, \dots, X_n, \dots$  converge en probabilité vers  $c$ .

**Exercice 8** (Lemme de Slutsky).

Si les suites de variables aléatoires  $X_1, \dots, X_n, \dots, Y_1, \dots, Y_n, \dots$  sont définies sur le même espace probabilisé, et convergent respectivement en distribution vers  $X$  et vers  $c$  (constante), montrer que

- i.  $X_n Y_n \rightsquigarrow cX$
- ii.  $X_n/Y_n \rightsquigarrow X/c$  si  $c \neq 0$
- iii.  $g(X_n, Y_n) \rightsquigarrow g(X, c)$  si  $g : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$  est continue

**Exercice 9** (representation-médiane-uniforme). Dans cet exercice  $Y_1, Y_2, \dots, Y_{n+1}$  sont i.i.d. exponentielles. On suppose  $n$  impair montrer que

$$\frac{\sum_{i=1}^{\lfloor (n+1)/2 \rfloor} Y_i}{\sum_{i=1}^{n+1} Y_i}$$

est distribuée comme la médiane empirique d'un  $n$ -échantillon de la loi uniforme sur  $[0, 1]$ .

**Exercice 10** (tcl-médiane-uniforme).

Dans cet exercice  $Y_1, Y_2, \dots, Y_{n+1}$  sont i.i.d. exponentielles.

- i. Montrer que

$$\frac{\sum_{i=1}^k Y_i}{\sum_{i=1}^{n+1} Y_i}$$

est distribué comme la  $k^{\text{eme}}$  statistique d'ordre d'un  $n$  échantillon de la loi uniforme sur  $[0, 1]$

- ii. Pour  $n$  pair,  $k = n/2$ ,

$$\sqrt{n} \left( \frac{\sum_{i=1}^k Y_i}{\sum_{i=1}^{n+1} Y_i} - \frac{1}{2} \right)$$

converge en distribution vers une Gaussienne centrée. Précisez la variance de la loi limite.

*Suggestion* : utilisez le lemme de Slutsky (Exercice 8).

**Exercice 11** (Lemme de Scheffé).

- i. Vérifier que la convergence simple des densités vers une densité implique la convergence en distribution.
- ii. La réciproque est-elle vérifiée ? A-t-elle un sens bien défini ?

**Exercice 12** (Convergence Poisson/Gaussienne).

Si  $X_n \sim \text{Poisson}(n)$ , montrer que  $\frac{X_n - n}{\sqrt{n}} \rightsquigarrow \mathcal{N}(0, 1)$

**Exercice 13** (Convergence Gamma/Gaussienne).

Si  $X_n \sim \text{Gamma}(n, \lambda)$ , montrer que  $\frac{X_n - n/\lambda}{\sqrt{n}} \rightsquigarrow \mathcal{N}(0, 1/\lambda)$

**Exercice 14** (Convergence Maxima d'échantillon uniforme).

Si  $X_1, \dots, X_n, \dots \sim_{\text{i.i.d.}} \text{Unif}[0, 1]$ ,  $M_n = \max(X_1, \dots, X_n)$ , pouvez-vous trouver  $(a_n, b_n)_n$  avec  $a_n > 0$ , tels que  $((M_n - b_n)/a_n)_n$  convergent en loi vers une variable aléatoire non-dégénérée ?

**Exercice 15** (Loi faible des grands nombres).

Vérifier la loi faible des grands nombres si on suppose que les sommants  $X_i$  ont un moment d'ordre 4.