

Exercice 1 : Autour de la convergence en loi

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a dans \mathbb{R}^d et X une v.a dans \mathbb{R}^d .

1. Rappeler la définition de la convergence en loi notée $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} X$.
2. Montrer que si $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} X$ et que $f : \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}^k$ est continue, alors $f(X_n) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} f(X)$
3. On rappelle que la convergence en probabilité implique la convergence en loi. Inversement, montrer que la convergence en loi vers une constante $c \in \mathbb{R}^d$ implique la convergence en probabilité vers c . On pourra utiliser la fonction continue bornée $f_\varepsilon(x) = \min\left(1, \frac{1}{\varepsilon}\|x - c\|\right)$ et l'inégalité $\mathbf{1}_{\|x-c\| \geq \varepsilon} \leq f_\varepsilon(x)$ valable pour tout x dans \mathbb{R}^d .

Exercice 2 : Convergence en loi du maximum de v.a i.i.d

On rappelle que pour des variables aléatoires réelles

$$X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} X \iff \left(F_{X_n}(x) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} F_X(x), \text{ pour tout } x \text{ où } F_X \text{ est continue} \right)$$

Soit $(U_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a i.i.d. On définit :

$$X_n = \max(U_1, \dots, U_n).$$

1. On suppose que $U_1 \sim \mathcal{U}([0, \theta])$
 - (a) Calculer la fonction de répartition de X_n . (On pourra se souvenir de l'exercice 2 de la feuille de TD 4.)
 - (b) Montrer que

$$\frac{n(\theta - X_n)}{\theta} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} Y,$$

où Y suit une loi exponentielle de paramètre 1.

2. On suppose que $U_1 \sim \mathcal{E}(1)$

- (a) Calculer la fonction de répartition de X_n . (On pourra se souvenir de l'exercice 3 de la feuille de TD 4.)
- (b) Montrer que

$$X_n - \log n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} Z,$$

où Z suit une loi de Gumbel caractérisée par sa fonction de répartition

$$\forall x \in \mathbb{R}, F_Z(x) = e^{-e^{-x}}.$$

Exercice 3 : Convergence en loi pour des v.a continues

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a dans \mathbb{R}^d de loi donnée par une densité f_n et X une v.a dans \mathbb{R}^d de loi donnée par une densité f . On rappelle que si f_n converge presque partout vers f , alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} X$.

1. On suppose que $X_n \sim \mathcal{E}(\lambda_n)$ et que $\lambda_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{a.p.}} \lambda$. Montrer que $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} \mathcal{E}(\lambda)$.
2. On suppose que $X_n \sim \mathcal{N}(\mu_n, \sigma_n)$ et que $(\mu_n, \sigma_n) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{a.p.}} (\mu, \sigma)$. Montrer que $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} \mathcal{N}(\mu, \sigma)$.

Exercice 4 : Convergence en loi pour des v.a discrètes

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a dans \mathbb{N} et X une v.a dans \mathbb{N} . On rappelle que

$$X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} X \iff (\forall k \in \mathbb{N}, \mathbb{P}(X_n = k) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \mathbb{P}(X = k)).$$

1. On suppose que $X_n \sim \mathcal{B}(n, p_n)$ et que $np_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \theta$ avec $\theta \in \mathbb{R}_+$.

Montrer que $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} \text{Poi}(\theta)$

2. Application : Une société de location de voitures a calculé que la probabilité qu'une de ses voitures louée ait un accident est égale à 0,2%. On suppose que les accidents sont indépendants les uns des autres. Chaque jour, 1000 voitures de la société sont en circulation. On note N le nombre de voitures accidentées.

(a) Quelle est la loi de N ?

(b) Donner une valeur approchée de la probabilité pour qu'il y ait au moins 5 voitures accidentées dans la journée.

Exercice 5 : Convergence en loi de v.a discrètes vers une v.a continue et vice-versa

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a réelles.

1. On suppose que X_n suit une loi uniforme sur $\{1, \dots, n\}$. Montrer que

$$\frac{X_n}{n} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} \mathcal{U}([0, 1]).$$

2. On suppose que $X_n \sim \mathcal{G}(p_n)$ et que $np_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \theta$ avec $\theta > 0$. Montrer que

$$\frac{X_n}{n} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} \mathcal{E}(\theta).$$

3. On suppose que $X_n \sim \mathcal{N}(0, \sigma_n)$ et que $\sigma_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$. Montrer que

$$X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} 0.$$

Exercice 1 : Autour de la convergence en loiSoit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a dans \mathbb{R}^d et X une v.a dans \mathbb{R}^d .

1. Rappeler la définition de la convergence en loi notée $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} X$.
2. Montrer que si $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} X$ et que $f : \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}^k$ est continue, alors $f(X_n) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} f(X)$.
3. On rappelle que la convergence en probabilité implique la convergence en loi. Inversement, montrer que la convergence en loi vers une constante $c \in \mathbb{R}^d$ implique la convergence en probabilité vers c . On pourra utiliser la fonction continue bornée $f_\epsilon(x) = \min\left(1, \frac{1}{\epsilon} \|x - c\|\right)$ et l'inégalité $1_{\|x-c\| \geq \epsilon} \leq f_\epsilon(x)$ valable pour tout x dans \mathbb{R}^d .

Convergence en Loi

$$X \sim \mu = \mathbb{P}_X$$

La Loi d'une variable aléatoire est encodée par une mesure
définition : $\mathbb{P}_{X_n} \xrightarrow{\epsilon} \mathbb{P}_X$, X_n v.a dans \mathbb{R}^d

$$\int_{\mathbb{R}^d} \varphi(x) d\mathbb{P}_{X_n}(x) \longrightarrow \int_{\mathbb{R}^d} \varphi(x) d\mathbb{P}_X(x) \quad \forall \varphi \text{ cont}^o \text{ bornée}$$

$$E[\varphi(X_n)] \longrightarrow E[\varphi(X)]$$

$$\Phi_{X_n} \longrightarrow \Phi_X \quad \forall x \text{ où } \Phi_X \text{ est continue}$$

$$F_{X_n}(x) \longrightarrow F_X(x) \quad \forall x \text{ où } F_X \text{ est continue}$$

cas discret : X_n, X à valeurs dans \mathbb{N}

$$\forall k \in \mathbb{N}, \quad \mathbb{P}(X_n = k) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X = k)$$

i) Si $X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X$ et f continue

$$\text{Mq: } f(X_n) \longrightarrow f(X)$$

Soit f fonction continue bornée :

$$\text{On étudie } E[f(f(X_n))] = E[(f \circ f)(X_n)]$$

comme $f \circ f$ est continue bornée (par composition de fonctions cont^o)
et bornée car f l'est

$$\text{D'où } E[(f \circ f)(X_n)] \longrightarrow E[(f \circ f)(X)]$$

en utilisant la caractérisation de $X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X$ par les fonctions
cont. bornées

On en déduit que $f(x_n) \xrightarrow{n \infty} f(x)$

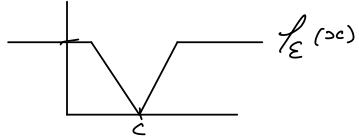
3) $\mathbb{P} \Rightarrow \mathcal{L}$

Montrer une réciproque partielle

Si $X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} c \in \mathbb{R}^d$, alors $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} c$

Soit $\varepsilon > 0$. $\mathbb{P}(|X_n - c| > \varepsilon)$, $d(x, y) = \min(1, |x - y|)$

on pose $f_\varepsilon(x) = \min\left\{1, \frac{1}{\varepsilon}|x - c|\right\}$



On remarque que $\mathbb{1}_{|x - c| \geq \varepsilon} = \mathbb{1}_{\frac{1}{\varepsilon}|x - c| \geq 1} \leq f_\varepsilon(x)$

$\Rightarrow \mathbb{1}_{|X_n - c| \geq \varepsilon} \leq f_\varepsilon(X_n)$ p.s

$$\mathbb{P}(|X_n - c| \geq \varepsilon) = E[\mathbb{1}_{|X_n - c| \geq \varepsilon}] \leq E[f_\varepsilon(X_n)] \xrightarrow{=0} E[f_\varepsilon(c)]$$

Donc, $\mathbb{P}(|X_n - c| \geq \varepsilon) \xrightarrow{n \infty} 0$

et $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} c$

Exercice 2 : Convergence en loi du maximum de v.a i.i.d

On rappelle que pour des variables aléatoires réelles

$$X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} X \iff (F_{X_n}(x) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{ }} F_X(x), \text{ pour tout } x \text{ où } F_X \text{ est continue})$$

Soit $(U_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a i.i.d. On définit :

$$X_n = \max(U_1, \dots, U_n).$$

1. On suppose que $U_1 \sim \mathcal{U}([0, \theta])$ (a) Calculer la fonction de répartition de X_n . (On pourra se souvenir de l'exercice 2 de la feuille de TD 4.

(b) Montrer que

$$\frac{n(\theta - X_n)}{\theta} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} Y,$$

où Y suit une loi exponentielle de paramètre 1.2. On suppose que $U_1 \sim \mathcal{E}(1)$ (a) Calculer la fonction de répartition de X_n . (On pourra se souvenir de l'exercice 3 de la feuille de TD 4.

(b) Montrer que

$$X_n - \log n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} Z,$$

où Z suit une loi de Gumbel caractérisée par sa fonction de répartition

$$\forall x \in \mathbb{R}, F_Z(x) = e^{-e^{-x}}.$$

$$(U_n)_{n \in \mathbb{N}} \text{ v.a i.i.d} \quad X_n = \max(U_1, \dots, U_n)$$

$$1) \quad U_i \sim \mathcal{M}([0, \theta])$$

$$\text{a) } F_{X_n}(\infty) = \mathbb{P}(X_n \leq \infty)$$

$$= \mathbb{P}(U_1 \leq \infty, \dots, U_n \leq \infty)$$

$$= \prod_{i=1}^n \mathbb{P}(U_i \leq \infty) \text{ par indépendance}$$

$$= (\mathbb{P}(U_i \leq \infty))^n = (\mathbb{P}(0 \leq U_i \leq \infty))^n = \left(\frac{\infty - 0}{\theta - 0}\right)^n$$

$$= \left(\frac{\infty}{\theta}\right)^n \quad \infty \in [0, \theta] \text{ et } \theta > 0$$

$$\text{Si } \infty < 0, \mathbb{P}(X_n \leq \infty) = 0$$

$$\text{Si } \infty \geq \theta, \mathbb{P}(X_n \leq \infty) = \mathbb{P}(X_n \leq \theta) = 1$$

$$F_{X_n}(\infty) = \left(\frac{\infty}{\theta}\right)^n \mathbf{1}_{[0, \theta]} + \mathbf{1}_{[\theta, +\infty]}$$

$$2) \quad \text{Montrer que} \quad \frac{n(\theta - X_n)}{\theta} \xrightarrow{\mathcal{L}} Y, \quad Y \sim \mathcal{E}(1)$$

$$F_{Y_n}(\infty) = \mathbb{P}(Y_n \leq \infty) = \mathbb{P}\left(\frac{n(\theta - X_n)}{\theta} \leq \infty\right)$$

$$\begin{aligned} &= \mathbb{P}\left(\frac{n\theta - nX_n}{\theta} \leq \infty\right) = 1 - \mathbb{P}(X_n \leq \theta(1 - \frac{\infty}{n})) \\ &= 1 - F_{X_n}(\theta(1 - \frac{\infty}{n})) \end{aligned}$$

- Si $x < 0$, alors $\theta(1 - \frac{x}{n}) > \theta$
donc $F_{Y_n}(x) = 1 - F_{X_n}(\theta(1 - \frac{x}{n})) = 1 - 1 = 0$
- Si $x > 0$ pour n assez grand, $0 \leq \theta(1 - \frac{x}{n}) \leq \theta$
donc $F_{Y_n}(x) = 1 - F_{X_n}(\theta(1 - \frac{x}{n})) = 1 - (\frac{\theta(1 - \frac{x}{n})}{\theta})^n$

$$F_{Y_n}(x) = 1 - (1 - \frac{x}{n})^n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1 - e^{-x}$$

Donc $F_{Y_n}(x) \xrightarrow{} \underbrace{1_{\mathbb{R}^+}(x)}_{F \text{ d'une loi } \mathcal{E}(1)} (1 - e^{-x})$

$$\text{et } \frac{n(\theta - X_n)}{\theta} \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{E}(1)$$

Exercice 3 : Convergence en loi pour des v.a continues

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a dans \mathbb{R}^d de loi donnée par une densité f_n et X une v.a dans \mathbb{R}^d de loi donnée par une densité f . On rappelle que si f_n converge presque partout vers f , alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} X$.

1. On suppose que $X_n \sim \mathcal{E}(\lambda_n)$ et que $\lambda_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \lambda$. Montrer que $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} \mathcal{E}(\lambda)$.

2. On suppose que $X_n \sim \mathcal{N}(\mu_n, \sigma_n)$ et que $(\mu_n, \sigma_n) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} (\mu, \sigma)$. Montrer que $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} \mathcal{N}(\mu, \sigma)$.

$$\mathbb{P}_{X_n} = f_n d\lambda$$

$$\mathbb{P}_X = f d\lambda$$

Rappel : Si $f_n \xrightarrow{\text{P.P.}} f \Rightarrow X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X$

1) On suppose que $X_n \sim \mathcal{E}(\lambda_n)$, $\lambda_n > 0$ et $\lambda_n \rightarrow \lambda > 0$

Densité : $f_{X_n}(x) = 1_{\mathbb{R}_+}(x) \lambda_n e^{-\lambda_n x} \xrightarrow{} 1_{\mathbb{R}_+}(x) \lambda e^{-\lambda x}$

donc $X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{E}(\lambda)$

2) IDEM

Exercice 4 : Convergence en loi pour des v.a discrètes

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a dans \mathbb{N} et X une v.a dans \mathbb{N} . On rappelle que

$$X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} X \iff (\forall k \in \mathbb{N}, \mathbb{P}(X_n = k) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{ }} \mathbb{P}(X = k)).$$

1. On suppose que $X_n \sim \mathcal{B}(n, p_n)$ et que $np_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{ }} \theta$ avec $\theta \in \mathbb{R}_+$.

Montrer que $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} \text{Poi}(\theta)$

2. Application : Une société de location de voitures a calculé que la probabilité qu'une de ses voitures louée ait un accident est égale à 0,2%. On suppose que les accidents sont indépendants les uns des autres. Chaque jour, 1000 voitures de la société sont en circulation. On note N le nombre de voitures accidentées.

(a) Quelle est la loi de N ?

(b) Donner une valeur approchée de la probabilité pour qu'il y ait au moins 5 voitures accidentées dans la journée.

4) $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ v.a discrète (à valeurs dans \mathbb{N}), $X \in \mathbb{N}$

1) $X_n \sim \mathcal{B}(n, p_n)$ tq $np_n \rightarrow \theta$

$\Rightarrow X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} \text{Poi}(\theta)$, $X \sim \text{Poi}(\theta)$ si $\mathbb{P}(X=k) = \frac{\theta^k}{k!} e^{-\theta}$

On étudie $\mathbb{P}(X_n = k) = \binom{n}{k} p_n^k (1-p_n)^{n-k}$ où $\theta_n = np_n \rightarrow \theta$

$$\binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$$

$$= \frac{1}{k!} n(n-1)\dots(n-k+1) \left(\frac{\theta_n}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\theta_n}{n}\right)^{n-k}$$

$$= \frac{1}{k!} \frac{1}{n^k} (n-1) \frac{1}{n^k} \theta_n^k \left(1 - \frac{\theta_n}{n}\right)^n \times \frac{1}{\left(1 - \frac{\theta_n}{n}\right)^k}$$

$$\underset{n \rightarrow \infty}{\approx} \frac{1}{k!} \frac{n^k}{n^k} \theta^k e^{-\theta} \times \frac{1}{1^k} = \frac{\theta^k}{k!} e^{-\theta}$$

donc $X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} \text{Poi}(\theta)$

Exercice 5 : Convergence en loi de v.a discrètes vers une v.a continue et vice-versa

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a réelles.

- On suppose que X_n suit une loi uniforme sur $\{1, \dots, n\}$. Montrer que

$$\frac{X_n}{n} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} \mathcal{U}([0, 1]).$$

- On suppose que $X_n \sim \mathcal{G}(p_n)$ et que $np_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \theta$ avec $\theta > 0$. Montrer que

$$\frac{X_n}{n} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} \mathcal{E}(\theta).$$

- On suppose que $X_n \sim \mathcal{N}(0, \sigma_n)$ et que $\sigma_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$. Montrer que

$$X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} 0.$$

$$1) \quad X_n \sim \mathcal{U}(\{1, \dots, n\})$$

$$\text{But: } \frac{X_n}{n} \xrightarrow{\text{L}} \mathcal{U}([0, 1])$$

$$\text{Soit } \varphi \text{ cont}^\circ \text{ bornée. } E[\varphi(\frac{X_n}{n})] = E\left[\sum_{k=1}^n \varphi\left(\frac{x_k}{n}\right) \mathbb{1}_{X_n=k}\right]$$

$$= \sum_{k=1}^n \varphi\left(\frac{k}{n}\right) \underbrace{E[\mathbb{1}_{X_n=k}]}_{P(X_n=k)}$$

$$= \sum_{k=1}^n \varphi\left(\frac{k}{n}\right) \frac{1}{n}$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \varphi\left(\frac{k}{n}\right)$$

$$= \frac{1-o}{n} \sum_{k=1}^n \varphi\left(0 + \frac{k}{n}(1-o)\right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \int_0^1 \varphi(x) dx = \int_{\mathbb{R}} \varphi(x) \mathbb{1}_{[0,1]}(x) dx = E(\varphi(x))$$

où $x \sim \mathcal{U}[0, 1]$