

Cours de Convergence, Intégration, Probabilités

Séance XI - Convergence de variables aléatoires.

CentraleSupélec - Cursus ingénieur

3 décembre 2019

Amphis CIP 10, 11, 12

- Ludovic Goudenège

Chargé de Recherche CNRS

Fédération de Mathématiques de CentraleSupélec.

Bâtiment Bouygues. Laboratoire MICS. Bureau SC.102.

goudenège@math.cnrs.fr

Des questions ?

- daskit.com/cip19-20 puis section “Amphi 11”.

Support

- Support amphi XI en version vierge disponible dès à présent sur edunao.
- Support amphi XI en version annotée disponible ultérieurement.

Quelques éléments des CMs et TDs précédents

- Théorème de transfert
- Théorème de convergence dominée
- Indépendance de variables aléatoires réelles

Programme

- Notions de convergence de variables aléatoires
- Loi forte des grands nombres
- Convergence en loi
- Théorème Central Limite

Objectifs de la séance

- je connais les différentes définitions de convergence d'une suite de v.a. : en probabilité, presque sûre, dans L^p
- je suis capable de montrer qu'une suite de variables aléatoires converge
- je suis capable d'appliquer la Loi des Grands Nombres, en vérifiant ses hypothèses précises
- je connais la notion de convergence en loi
- je suis capable d'appliquer le Théorème Central Limite, en vérifiant ses hypothèses précises
- je sais exprimer la différence entre les conclusions de la Loi des Grands Nombres et celles du Théorème Central Limite

Exemple introductif : lancer d'un dé

- Résultat du lancer d'un dé : $X \in \{1, \dots, 6\}$.
- Pour $n \geq 1$ lancers successifs : X_1, \dots, X_n .



Quelle proportion de 6 obtient-on au cours de n lancers, lorsque $n \rightarrow \infty$?

Exemple introductif : lancer d'un dé

- Résultat du lancer d'un dé : $X \in \{1, \dots, 6\}$.
- Pour $n \geq 1$ lancers successifs : X_1, \dots, X_n .



Quelle proportion de 6 obtient-on au cours de n lancers, lorsque $n \rightarrow \infty$?

$$\frac{\#\{k \leq n : X_k = 6\}}{n} \xrightarrow{\text{lorsque } n \rightarrow \infty} \frac{1}{6}$$

Exemple introductif : lancer d'un dé

- Résultat du lancer d'un dé : $X \in \{1, \dots, 6\}$.
- Pour $n \geq 1$ lancers successifs : X_1, \dots, X_n .



Quelle proportion de 6 obtient-on au cours de n lancers, lorsque $n \rightarrow \infty$?

$$\frac{\#\{k \leq n : X_k = 6\}}{n} \xrightarrow{\text{lorsque } n \rightarrow \infty} \frac{1}{6}$$

- Les X_k étant des variables aléatoires, quelle signification peut-on donner à cette convergence ?
- Quel est le lien entre cette proportion et l'interprétation intuitive de la probabilité ?
- Peut-on obtenir des informations sur la vitesse de convergence ?

Rappel : convergence d'une suite $(f_n)_{n \in \mathbb{N}}$ de fonctions $E \rightarrow \mathbb{R}$ vers $f : E \rightarrow \mathbb{R}$

- Convergence simple :

$$\forall x \in E, \quad f_n(x) \rightarrow f(x)$$

- Convergence uniforme :

$$\|f_n - f\|_\infty = \sup_{x \in E} |f_n(x) - f(x)| \rightarrow 0$$

- Convergence presque partout :

$$\lambda(\{x \in E : f_n(x) \rightarrow f(x)\}^c) = 0$$

- Convergence dans L^p :

$$\|f_n - f\|_{L^p} = \left(\int_{\mathbb{R}} |f_n(x) - f(x)|^p \lambda(dx) \right)^{1/p} \rightarrow 0$$

Définition XI.1.1 (Convergence presque sûre)

Soit $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ un espace de probabilité. On dit qu'une suite de v.a. réelles $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge presque sûrement vers une v.a. X s'il existe $\Omega^* \in \mathcal{F}$ tel que $\mathbb{P}(\Omega^*) = 1$ et

$$\forall \omega \in \Omega^*, \quad \lim_{n \rightarrow \infty} X_n(\omega) = X(\omega),$$

c'est-à-dire si

$$\mathbb{P}\left(\left\{\omega \in \Omega : \lim_{n \rightarrow \infty} X_n(\omega) = X(\omega)\right\}\right) = 1. \geq 1 - \varepsilon$$

On note

$$\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X \quad p.s. \quad \text{ou} \quad X_n \xrightarrow{\text{p.s.}} X$$

Définition XI.1.2 (Convergence dans L^p)

On dit qu'une suite de v.a. réelles $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge dans L^p (où $p \geq 1$) vers une v.a. X si

- les v.a. X et X_n (pour $n \in \mathbb{N}$) sont dans $\overline{L^p(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})}$;
- et $\lim_{n \rightarrow \infty} \boxed{\mathbf{E}[|X_n - X|^p]} = 0$.

On note

$$X_n \xrightarrow{L^p} X.$$

Définition XI.1.3 (Convergence en probabilité)

On dit qu'une suite de v.a. réelles $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge en probabilité vers une v.a. X si pour tout $\epsilon > 0$, on a

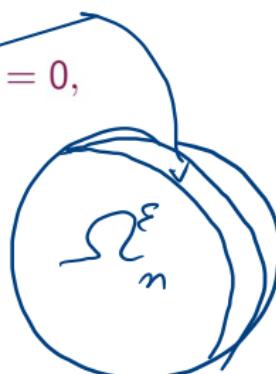
$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(\{\omega : |X_n(\omega) - X(\omega)| > \epsilon\}) = 0,$$

qui s'écrit plus simplement

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \underline{\mathbb{P}(|X_n - X| > \epsilon)} = 0.$$

On note

$$X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X,$$



Propriétés des limites

Les limites définies par les convergences presque sûre, dans \mathbf{L}^P et en probabilité vérifient les propriétés usuelles des limites :

- Unicité de la limite ;
- Linéarité ;
- Passage à la limite dans les inégalités.

Propriétés des limites

Théorème XI.1.4

Soient $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a. réelles et $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ une application continue.

- Si $X_n \rightarrow X$ p.s. alors $f(X_n) \rightarrow f(X)$ p.s.
- Si $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X$ alors $f(X_n) \xrightarrow{\mathbb{P}} f(X)$.

$$\mathbb{P}(|X_n - X| > \varepsilon) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$$

$$\left\{ |f(X_n) - f(X)| > \varepsilon \right\} \subset \left\{ |f_n| > \varepsilon, |X| \leq t \right\} \\ \cup \left\{ |X| > t \right\}$$

$$\text{Sum } [-t, t] \quad \exists \delta > 0$$

$$\forall x, y \in [-t, t] \quad |x - y| < \delta \Rightarrow |f(x) - f(y)| < \varepsilon$$

$$\{|f(x_n) - f(x)| > \varepsilon, |x| \leq t\}$$

$$C \left\{ |x_n - x| > \delta, |x| \leq t \right\} \subset \left\{ |x_n - x| > \delta \right\}$$

$$\boxed{\{|f(x_n) - f(x)| > \varepsilon\}} \subset \underbrace{\{|x_n - x| > \delta\}}_{P(\cap_{n=1}^{\infty} S_n) \rightarrow 0} \cup \{|x| > t\}$$

$$\forall \varepsilon > 0 \quad \exists t \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} \sup P(\cap_{m=n+1}^{+\infty} S_m) \leq \varepsilon$$

$$\boxed{P(\cap_{n=1}^{\infty} S_n) \xrightarrow[t \rightarrow +\infty]{} 0} \leq \varepsilon$$

Propriétés des limites

Théorème XI.1.5

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

$$X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X \Leftrightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E} \left(\frac{|X_n - X|}{1 + |X_n - X|} \right) = 0.$$

Supposons $X=0$ Soit $\varepsilon > 0$

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E} \left[\frac{|X_n|}{1 + |X_n|} \right] &\leq \underbrace{\frac{|X_n|}{1 + |X_n|}}_{\leq 1} + \varepsilon \frac{1}{|X_n| \geq \varepsilon} \\ &\leq \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(|X_n| \geq \varepsilon) + \varepsilon \cancel{\mathbb{P}(|X_n| \leq \varepsilon)} \leq \boxed{\varepsilon} \end{aligned}$$

$$\Leftarrow P(|X_n| > \varepsilon) ?$$

$$\frac{\varepsilon}{1+\varepsilon} \mathbb{1}_{|X_n| > \varepsilon} \leq \frac{|X_n|}{1+|X_n|} \mathbb{1}_{|X_n| > \varepsilon} \leq \frac{|X_n|}{1+|X_n|}$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \left(\frac{\varepsilon}{1+\varepsilon} \right) P(|X_n| > \varepsilon) \leq \lim_{n \rightarrow +\infty} E \left[\frac{|X_n|}{1+|X_n|} \right] = 0$$

$$P(|X_n| > \varepsilon) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$$

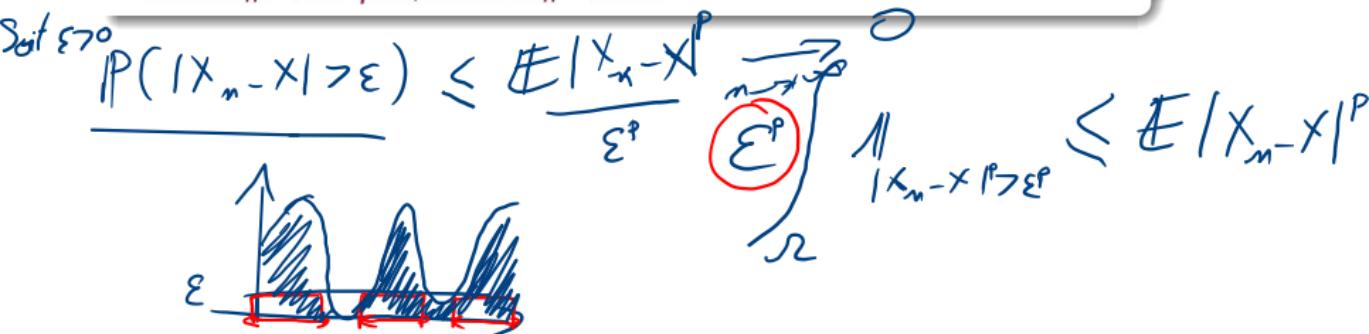
$$E[|X|^p] < +\infty$$

$$\begin{aligned} E |X_n - X|^p &\xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0 \\ E |X_n|^p &\rightarrow E |X|^p \end{aligned}$$

Théorème XI.1.6

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

- Si $X_n \xrightarrow{L^p} X$, alors $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X$.
- Si $X_n \rightarrow X$ p.s., alors $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X$.



$$X_n \xrightarrow{\text{P.S.}} X \implies X_n \xrightarrow{\text{P}} X$$

$$\Leftrightarrow E \left[\frac{|X_n - X|}{1 + |X_n - X|} \right] \rightarrow 0$$

$i^0(\mathbb{R}^n)$
 $\frac{x}{1+x}$

Th CVD

$$\frac{|X_n - X|}{1 + |X_n - X|} \leq \cancel{\frac{|X_n - X|}{1 + |X_n - X|}} \leq 1$$

$$E[1] = 1 < +\infty$$

$$\frac{|X_n - X|}{1 + |X_n - X|} \xrightarrow{\text{P.S.}} 0 \implies E \left[\frac{|X_n - X|}{1 + |X_n - X|} \right] \rightarrow 0$$

p.s. $\Rightarrow \mathbb{P}$
station

Théorème XI.1.7

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a. réelles. Si $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X$, alors il existe une suite extraite $(X_{n_k})_{k \in \mathbb{N}}$ qui converge p.s. vers X .

$$\mathcal{L}^P \rightarrow \mathbb{P}$$

Théorème XI.1.8

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a. réelles. Si $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X$ et s'il existe une v.a. $Y \in L^p(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ telle que $|X_n| \leq Y$ pour tout n , alors $X \in L^p(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ et $X_n \xrightarrow{L^p} X$

$$X_k = \begin{cases} 1 & \text{si on fait 6} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Théorème XI.2.1 (Loi forte des grands nombres)

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a. réelles indépendantes et identiquement distribuées (i.i.d.) et définies sur le même espace de probabilité $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$. Les deux conditions suivantes sont équivalentes.

- (i) Il existe $\mu \in \mathbb{R}$ telle que $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{k=1}^n X_k}{n} = \mu$ p.s.
- (ii) $E[X_k] < +\infty \quad \forall k \in \mathbb{N}$.

Dans ce cas, on a $E[X_k] = \mu$ pour tout $k \in \mathbb{N}$.

$$\Leftrightarrow E[X_1] < +\infty \quad X_1 \in \mathbb{C}^1$$

$$E[X_1] = \mu$$

17/29

Théorème XI.2.2 (Loi forte des grands nombres (bis))

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a. réelles indépendantes et identiquement distribuées (i.i.d.) et définies sur le même espace de probabilité $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$.

On pose $\mu = E[X_0]$ et $\sigma^2 = \text{Var}(X_0) < \infty$.
La variable aléatoire $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$ vérifie

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n}{n} = \mu \quad p.s.$$

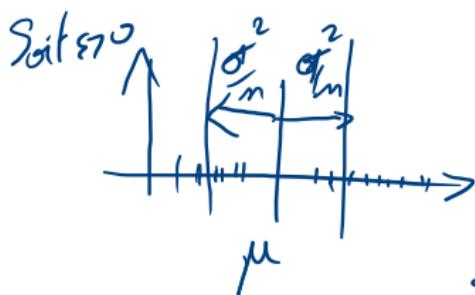
La convergence a lieu également dans L^2 .

$$E[S_n] = \sum_{i=1}^n E[X_i] = \mu \times n$$

$$(E\left[\frac{S_n}{n}\right] = \mu)$$

$$\text{Var}(S_n) = \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) = n \sigma^2$$

$$\text{Var}\left(\frac{S_n}{n}\right) = \frac{\sigma^2}{n}$$



$$P\left(\left|\frac{S_n}{n} - \mu\right| > \varepsilon\right) \leq \frac{E\left(\left(\frac{S_n}{n} - \mu\right)^2\right)}{\varepsilon^2}$$

$$\begin{aligned} E\left[\left(\frac{S_n}{n} - \mu\right)^2\right] &= \frac{\sigma^2}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0 \\ \frac{S_n}{n} &\xrightarrow{P} \mu \\ &= \frac{\sigma^2}{n \varepsilon^2} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0 \end{aligned}$$

Méthode de Monte Carlo : calcul d'une intégrale par des simulations de variables aléatoires (Applications en finance, contrôle, optimisation, etc.)

Soit $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}_+$ dans $L^1(\mathbb{R})$. On cherche à calculer

$$\int_{[0,1]} f(x) \lambda(dx).$$

Méthode de Monte Carlo : calcul d'une intégrale par des simulations de variables aléatoires (Applications en finance, contrôle, optimisation, etc.)

Soit $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}_+$ dans $L^1(\mathbb{R})$. On cherche à calculer

$$\int_{[0,1]} f(x) \lambda(dx).$$

- Soit U une v.a. uniforme sur $[0, 1]$,

$$\mathbb{P}(U \in B) = \int_B \mathbb{1}_{[0,1]}(x) \lambda(dx) \quad \text{et}$$

$$\boxed{\mathbb{E}[f(U)]} = \int_{[0,1]} f(x) \lambda(dx)$$

Transfert

Méthode de Monte Carlo : calcul d'une intégrale par des simulations de variables aléatoires (Applications en finance, contrôle, optimisation, etc.)

Soit $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}_+$ dans $L^1(\mathbb{R})$. On cherche à calculer

$$\int_{[0,1]} f(x) \lambda(dx).$$

- Soit U une v.a. uniforme sur $[0, 1]$,

$$\mathbb{P}(U \in B) = \int_B \mathbb{1}_{[0,1]}(x) \lambda(dx) \quad \text{et} \quad \mathbb{E}[f(U)] = \int_{[0,1]} f(x) \lambda(dx)$$

- Soit $(U_i)_{i \in \mathbb{N}}$ une suite i.i.d. de même loi que U .

La loi forte des grands nombres dit

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(U_i) = \mathbb{E}[f(U)]$$

presque sûrement.

$$\int_{[0,1]} f(x) \lambda(dx)$$



Définition XI.3.1

Soient $(\nu_n)_{n \in \mathbb{N}}$ et ν des mesures de probabilité sur \mathbb{R}^d .

On dit que $(\nu_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge faiblement vers ν si

$$\int_{\mathbb{R}^N} f(x) \underbrace{\nu_n(dx)}_{\text{circled arrow}} \rightarrow \int_{\mathbb{R}^d} f(x) \nu(dx) \quad \text{quand } n \rightarrow \infty,$$

pour toute application $f : \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ continue et bornée.

Définition XI.3.1

Soient $(\nu_n)_{n \in \mathbb{N}}$ et ν des mesures de probabilité sur \mathbb{R}^d .

On dit que $(\nu_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge faiblement vers ν si

$$\int_{\mathbb{R}^N} f(x) \nu_n(dx) \rightarrow \int_{\mathbb{R}^d} f(x) \nu(dx) \quad \text{quand } n \rightarrow \infty,$$

pour toute application $f : \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ continue et bornée.

Définition XI.3.2

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

On dit que X_n converge en distribution (ou en loi) vers X si la mesure de probabilité P_{X_n} converge faiblement vers P_X .

On note $X_n \xrightarrow{\mathcal{D}} X$, $X_n \xrightarrow{d} X$, $X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X$ or $X_n \Rightarrow X$

Théorème XI.3.3

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

On a $X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X$ si et seulement si

$$\int f(x_n) dP_{X_n}(dx_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{E}[f(X_n)] = \mathbf{E}[f(X)] = \int f(\omega) dP_X(d\omega)$$

pour toute application $f : \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ continue et bornée.

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

Théorème XI.3.4

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a. à valeurs dans \mathbb{R}^d définies sur l'espace de probabilité $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$.

$$\text{Soit } f \text{ C}^0 \text{ bornée} \quad X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X \Rightarrow X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X.$$

$$\mathbb{E}[f(X_n)] \rightarrow \mathbb{E}[f(X)]$$

$$f(x_n) \xrightarrow{\mathbb{P}} f(x)$$

f bornée

$$\mathbb{R} \Rightarrow \mathbb{Z}$$

Il existe une réciproque partielle au résultat précédent.

Théorème XI.3.5

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a. à valeurs dans \mathbb{R}^d définies sur l'espace de probabilité $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$.

$$\left. \begin{array}{l} X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X \text{ et} \\ X = \text{Constante p.s.} \end{array} \right\} \Rightarrow X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X$$

$$\frac{S_m}{n} \xrightarrow{\text{p.s.}} \mu$$

$$Y_m = (-1)^m X_m$$

$$\begin{aligned} & \text{Linéarité} \\ & (X_m) \xrightarrow{\begin{matrix} \frac{1}{2} & 1 \\ -\frac{1}{2} & -1 \end{matrix}} \rightarrow X \end{aligned}$$

$$\frac{X_m + Y_m}{2} = \begin{cases} X & \text{p.p.} \\ 0 & \text{p.p.} \end{cases}$$

24/29

Convergence en loi de v.a. discrètes

Théorème XI.3.6

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a. à valeurs dans un espace discret E .
Alors, X_n converge en loi vers une v.a. X si et seulement si

$$\forall k \in E, \quad \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X_n = k) = \mathbb{P}(X = k).$$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[f(X_n)] &= \sum f(\xi) \mathbb{P}(X_n = \xi) \\ &\rightarrow \sum f(\xi) \mathbb{P}(X = \xi) \end{aligned}$$

Convergence en loi et fonctions de répartition

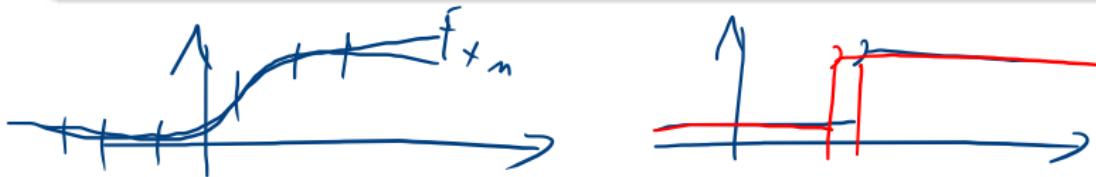
Théorème XI.3.7

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

Alors, X_n converge en loi vers une v.a. X si et seulement si les fonctions de répartition F_{X_n} et F_X de X_n et X vérifient

$$\forall x \in D, \quad \lim_{n \rightarrow \infty} F_{X_n}(x) = F_X(x),$$

où $D = \{x \in \mathbb{R}^N : F_X(x-) = F_X(x)\}$ est l'ensemble des points de continuité de F_X .



Convergence en loi et fonctions caractéristiques

Théorème XI.3.8

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a. à valeurs dans \mathbb{R}^N . Alors les conditions suivantes sont équivalentes :

- (i) X_n converge en loi vers la v.a. X .
- (ii) La suite des fonctions caractéristiques φ_{X_n} des X_n converge simplement vers une fonction ϕ qui est continue en 0.

Dans ces cas φ_ϕ est la fonction caractéristique de X . $= \varphi_X$

$$\varphi_{X_n} \rightarrow \phi \quad \text{en } 0$$

Théorème XI.4.1 (Théorème Central Limite)

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a. réelles indépendantes et identiquement distribuées avec un moment d'ordre 2.
 On note $\mu = E[X]$ et $\sigma^2 = \text{Var}(X)$ et on suppose $0 < \sigma^2 < \infty$.
 En posant $S_n = \sum_{j=1}^n X_j$, on a

$$\frac{S_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} \xrightarrow{\mathcal{L}} Y \quad \text{variable aléatoire de loi } N(0, 1).$$

$$\frac{S_m}{m} \xrightarrow[\mathcal{L}^2]{} \mu$$

$$\left(\frac{S_n - \mu}{\sigma\sqrt{n}} \right) \xrightarrow{\mathcal{L}} Z \sim N(0, 1)$$

$$\left(\frac{S_m - m\mu}{\sigma\sqrt{m}} \right) \xrightarrow{\mathcal{L}} Z \sim N(0, 1)$$

Théorème XI.4.1 (Théorème Central Limite)

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a. réelles indépendantes et identiquement distribuées avec un moment d'ordre 2.

On note $\mu = \mathbf{E}[X]$ et $\sigma^2 = \text{Var}(X)$ et on suppose $0 < \sigma^2 < \infty$.

En posant $S_n = \sum_{j=1}^n X_j$, on a

$$\frac{S_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} \xrightarrow{\mathcal{L}} Y \quad \text{variable aléatoire de loi } \mathcal{N}(0, 1).$$

LLN \neq CLT

- Loi des grands nombres \Rightarrow Convergence d'une moyenne empirique de v.a. i.i.d. vers leur moyenne.
- Théorème Central Limite \Rightarrow Résultat asymptotique sur la loi des fluctuations de la moyenne empirique de v.a. i.i.d. autour de la vraie moyenne.

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

On note $\mu = \mathbb{E}[X]$ et $\sigma^2 = \text{Var}(X)$ et on suppose $0 < \sigma^2 < \infty$.

En posant $S_n = \sum_{j=1}^n X_j$,

$$\frac{S_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} \xrightarrow{\mathcal{L}} Y \quad \text{variable aléatoire de loi } \mathcal{N}(0, 1).$$

Preuve : Quitte à considérer $\frac{X_n - \mu}{\sigma}$ à la place de X_n , on peut supposer que $\mu = 0$ et $\sigma = 1$. On pose alors $Y_n = \frac{S_n}{\sqrt{n}}$.

Par indépendance des X_n , la fonction caractéristique de Y_n s'écrit :

$\forall u \in \mathbb{R}$,

$$\varphi_{Y_n}(u) = \varphi_{\sum X_j / \sqrt{n}}(u) = \varphi_{\sum X_j}(u / \sqrt{n}) = \prod_{j=1}^n \varphi_{X_j}\left(\frac{u}{\sqrt{n}}\right) = \left[\varphi_X\left(\frac{u}{\sqrt{n}}\right)\right]^n.$$

Comme $\mathbb{E}[X^2] < \infty$, $\varphi_X \in C^2(\mathbb{R})$ et

$$\forall u \in \mathbb{R}, \quad \varphi'_X(u) = i \mathbb{E}[X e^{iuX}], \quad \varphi''_X(u) = -\mathbb{E}[X^2 e^{iuX}].$$

D'où $\varphi'_X(0) = 0$ et $\varphi''_X(0) = -1$.

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

On note $\mu = \mathbb{E}[X]$ et $\sigma^2 = \text{Var}(X)$ et on suppose $0 < \sigma^2 < \infty$.

En posant $S_n = \sum_{j=1}^n X_j$,

$$\frac{S_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} \xrightarrow{\mathcal{L}} Y \quad \text{variable aléatoire de loi } \mathcal{N}(0, 1).$$

Preuve : On en déduit le développement de Taylor de φ à l'ordre 2 au voisinage de 0 : $\varphi_X(u) = 1 - \frac{u^2}{2} + o(u^2)$.

Pour chaque u fixé, on a alors

$$\ln \varphi_{Y_n}(u) = n \ln \varphi_X \left(\frac{u}{\sqrt{n}} \right) \sim \left(-\frac{u^2}{2} \right), \quad n \rightarrow \infty.$$

En passant à l'exponentielle (attention à la justification), on en déduit

$$\varphi_{Y_n}(u) \sim \exp \left(-\frac{u^2}{2} \right), \quad n \rightarrow \infty.$$

Le second membre est la fonction caractéristique de $\mathcal{N}(0, 1)$. \square

Références

- E. Herbin. *Probabilités*. Polycopié de l'École CentraleSupélec.
2017-2018.
- J.-F. Le Gall. *Intégration, probabilités et processus aléatoires*.

<https://www.math.u-psud.fr/~jflegall/IPPA2.pdf>