

Dernier cours :

$$X_n \xrightarrow{P.s} X$$

$$X_n \xrightarrow{L^P} X$$

$$X_n \xrightarrow{(P)} X$$

$$X_n \xrightarrow{P.s} X \Rightarrow X_n \xrightarrow{(P)} X$$

~~\Leftarrow~~

Proposition $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{(P)} X$ alors il existe
 suite extraite $X_{n_k} \xrightarrow[k \rightarrow \infty]{P.s} X$

Proposition $\forall p \in [1, \infty]$

$$X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{L^P} X \Rightarrow X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{(P)} X$$

prouve : inégalité de Markov

$$P(|X| > \varepsilon) \leq \frac{\mathbb{E}[|X|]}{\varepsilon}$$

par hypothèse $X_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} X$
 on veut montrer $P(|X - X_n| > \varepsilon) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$

$$= P(|X - X_n|^P > \varepsilon^P)$$

inég. Markov

$$\leq \frac{\mathbb{E}[|X - X_n|^P]}{\varepsilon^P}$$

$$\Rightarrow \varepsilon^P P(|X - X_n|^P > \varepsilon^P) \leq \mathbb{E}[|X - X_n|^P]$$

par hypothèse

0

$$\Rightarrow P(|X - X_n|^P > \varepsilon^P) \rightarrow 0$$

$$\Leftrightarrow P(|X - X_n| > \varepsilon) \rightarrow 0$$

□

Proposition : On suppose $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{(P)} X$
et $|X_n| \leq Y \in L^P$. Alors il y a convergence

$$X_{n_k} \xrightarrow{L^P} X \text{ pour une suite extraite.}$$

Preuve : $X_n \xrightarrow{(P)} X \implies X_{n_k} \xrightarrow{P.S.} X$

On applique le théorème de convergence dominée $\Rightarrow X_{n_k} \xrightarrow{L^P} X$

□

Résumé : $L^P \xrightarrow{\quad} L' \xrightarrow{\quad} \text{probabilité}$
 ↙ ↘
 p.s. suite extraite

Attention : $X_n \xrightarrow{(P)} 0$ $E[X_n] \cancel{\rightarrow} 0$

$$P(X_n = n^2) = \frac{1}{n} \quad P(X_n = 0) = 1 - \frac{1}{n}$$

• $X_n \xrightarrow{(P)} 0 \quad \left(P(|X_n - 0| > \varepsilon) = \frac{1}{n} \right)$

↓

$$\begin{aligned} \bullet E[X_n] &= n^2 \cdot P(X_n = n^2) + 0 \cdot P(X_n = 0) \\ &= n^2 \frac{1}{n} = n \rightarrow +\infty \end{aligned}$$

Proposition : Soit $(X_n)_{n \geq 0}$ suite de v.a.r.

et $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ fonction continue. Alors

$$i) X_n \xrightarrow{P.S.} X \implies g(X_n) \xrightarrow{P.S.} g(X)$$

$$2) X_n \xrightarrow{(\rho)} X \implies g(X_n) \xrightarrow{(\rho)} g(X)$$

exercice. 1) est claire
2) ...

10.2 La loi forte de grands nombres

$$\boxed{\left(X_n \right)_{n \geq 1} \text{ v.a.i } \mathbb{E}\left[\frac{S_n}{n} \right] \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{P.S.}} \mathbb{E}[X_1]}$$

de même loi

Théorème : (loi du tout ou rien) Kolmogoroff .

Soit $(X_n)_{n \geq 1}$ suite de v.a.i

$$\mathcal{B}_n = \sigma(X_k, k \geq n)$$

Alors la tribu asymptotique (tribu de queue) :

$$\mathcal{B}_\infty = \bigcap_{n=1}^{\infty} \mathcal{B}_n$$

est grossière : $\forall B \in \mathcal{B}_\infty \quad P(B) \in \{0, 1\}$.

preuve : $\mathcal{D}_n = \sigma(X_k, k \leq n)$

$$\underbrace{\sigma(X_1), \sigma(X_2), \dots, \sigma(X_n)}_{\mathcal{D}_n}, \underbrace{\sigma(X_{n+1}), \dots}_{\mathcal{B}_{n+1}}$$

On obtient que \mathcal{D}_n et \mathcal{B}_{n+1} sont indépendantes

On définit les classes stables par intersection finie :

$$\mathcal{C} = \bigcup_{n=1}^{\infty} \mathcal{D}_n \quad \text{et} \quad \mathcal{B}_\infty = \bigcap_{n=1}^{\infty} \mathcal{B}_n$$

comme les classes sont indépendantes

$$A \in \mathcal{C}, B \in \mathcal{D}_\infty \quad P(A \wedge B) = P(A) \cdot P(B)$$

on conclut que $\sigma(\mathcal{C})$ et $\sigma(\mathcal{D}_\infty)$ sont indépendantes.

mais $\boxed{\sigma(\mathcal{C}) \not\supseteq \mathcal{D}_\infty}$, $\sigma(\mathcal{D}_\infty) = \mathcal{D}_\infty$

i.e. \mathcal{D}_∞ est indépendant de soit même

$$A \in \mathcal{D}_\infty \Rightarrow P(A \wedge A) = P(A) \cdot P(A)$$

$$\text{i.e. } P(A) = P(A) \cdot P(A)$$

$$\Rightarrow P(A) \in \{0, 1\}$$

Proposition Soit $(X_n)_{n \geq 1}$ suite v.a.i. de même loi $P(X_n = -1) = P(X_n = 1) = \frac{1}{2}$

Alors p.s $\sup_{n \geq 1} S_n = +\infty$ et

$$\text{p.s } \inf_{n \geq 1} S_n = -\infty$$

$$(S_n = X_1 + \dots + X_n)$$

Remarque: Pour $n \rightarrow \infty$ S_n prend de valeurs positives ou négatives arbitrairement grandes.

On veut montrer

Preuve: $\forall p \quad P(-p \leq \inf_{n \geq 1} S_n \leq \sup_{n \geq 1} S_n \leq p) = 0$

Soit $(k > 2p)$ fixé. On observe que

$$\left| \begin{array}{c} \cup_{j=0}^{\infty} \{ X_{jk+1} = X_{jk+2} = \dots = X_{jk+k} = 1 \} \\ \text{complémentaire.} \\ A_j \\ \subset \{ -p \leq \inf_{n \geq j} S_n \leq \sup_{n \geq j} S_n \leq p \} = A \end{array} \right.$$

i) $j=0 \quad X_{0k+1} = X_2 = \dots = X_k = 1$

$$S_k = k > 2p \\ \Rightarrow \{ X_1 = X_2 = \dots = X_k = 1 \} \subset A$$

ii) Supposons, par contradiction

$$\sup_{n \leq (j+1)k} S_n \leq p$$

Alors $\sup_{n \leq jk} S_n \leq p - k$

(car $X_{jk+1} = \dots = X_{jk+k} = 1$)

mais $p - k < p - 2p = -p$

$$\Rightarrow \sup_{n \leq jk} S_n < -p$$

$$\inf_{n \leq jk} S_n < -p$$

par indépendance

$$P(A_j) = P(X_{jk+1} = \dots = X_{jk+k} = 1) = \frac{1}{2^k}$$

donc $\sum_j P(A_j) = \infty = \sum_j \frac{1}{2^k}$

Borel - Cantelli : $P\left(\bigcap_{n=0}^{\infty} \bigcup_{j \geq n} A_j\right) = 1$

En particulier

$$P\left(\bigcup_{j \geq 0} A_j\right) = 1$$

mais $\left(\bigcup_{j \geq 0} A_j\right)^c \supset \{-p \leq \inf S_n \leq \sup S_n \leq p\}$

$$\Rightarrow P\left(\{-p \leq \inf S_n \leq \sup S_n \leq p\}\right) = 0.$$

$$\Rightarrow P\left(\{\inf S_n > -\infty\} \cap \{\sup S_n < \infty\}\right) = 0$$

(on fait l'union dénombrable des ensembles $\{-p \leq \inf S_n \leq \sup S_n \leq p\}$)

par complémentarité :

$$P\left(\{\inf S_n = -\infty\} \cup \{\sup S_n = +\infty\}\right) = 1$$

On montre maintenant que

$$P\left(\{\inf S_n = -\infty\}\right) > 0$$

En effet $P\left(\{\inf S_n = -\infty\}\right) = P\left(\{\sup S_n = +\infty\}\right)$

$$\begin{aligned} \text{et } P\left(\{\inf S_n = -\infty\} \cup \{\sup S_n = +\infty\}\right) \\ \stackrel{(1)}{\leq} P\left(\{\inf S_n = -\infty\}\right) \\ + P\left(\{\sup S_n = +\infty\}\right) \end{aligned}$$

$$\Rightarrow P\left(\{\inf S_n = -\infty\}\right) > 0$$

- Maintenant on vérifie que

$\cap \cup \backslash \cap \cup \subset \cap \cup \backslash \cap \cup \subset$

(*) $\{\sup_n S_n = +\infty\} \subset D_\infty$ (cas de la loi forte des grands nombres)

i.e. $P(\{\sup_n S_n = +\infty\}) \in \{0, 1\}$

(comme >0 on obtient

$$P(\{\sup_n S_n = +\infty\}) = 1$$

$\forall k \quad \{\sup_n S_n = \infty\} = \left\{ \sup_n (X_k + X_{k+1} + \dots + X_n) = \infty \right\}$
 car les premiers k termes sont de somme finie.

$$\in \mathcal{B}_k = \sigma(X_k, X_{k+1}, \dots)$$

On conclut que $\{\sup_n S_n = \infty\} \in \mathcal{B}_\infty$

(loi du tout ou rien $\Rightarrow P(\{\sup_n S_n = \infty\}) = 1$)

car on a vu que

$$P(\{\sup_n S_n = \infty\}) > 0$$



Théorème: (Loi forte des grands nombres)

Soit $(X_n)_{n \geq 1}$ suite de v.a.i de même loi dans \mathbb{C}' . Alors

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{P.S} \mathbb{E}[X_1]$$

preuve: J. Neveu 1932-2016

On utilise la loi du tout ou rien.

Stratégie : Soit $a > \mathbb{E}[X_1]$. On montrera

que $\boxed{\sup_{n \geq 0} (S_n(\omega) - na) < \infty \text{ p.s.}}$
(on définit $S_0 = 0$ pour que $M \geq 0$)

Alors $\forall n \quad S_n(\omega) \leq na + M \text{ p.s.}$

$$\Rightarrow \frac{S_n(\omega)}{n} \leq a + \frac{M}{n} \text{ p.s.}$$

$$\Rightarrow \limsup \frac{S_n(\omega)}{n} \leq a \text{ p.s.}$$

$$\Rightarrow \limsup_n \frac{S_n(\omega)}{n} \leq \mathbb{E}[X_1]$$

Analogiquement on obtient

$$\liminf_n \frac{S_n(\omega)}{n} \geq \mathbb{E}[X_1]$$

et la preuve est terminée.

On veut montrer que $M < \infty$ p.s.

i) $\{M < \infty\} \in \mathcal{B}_\infty$ (tribu asymptotique)

En effet $\forall k \geq 0$ *fixé*

$$\left\{ \sup_{n \geq 0} (S_n - na) < \infty \right\} = \left\{ \sup_{n \geq k} (S_n - na) < \infty \right\} - (S_k - ka) \quad ?$$

$|X_i| < \infty \text{ p.s.} \quad S_k < \infty \text{ p.s.} \quad \in \tau(X_{k+1}, X_{k+2}, \dots)$

$S_n - na - (S_k - ka)$ ne contient pas la première k v.a.

ii) On montre que $P(M = \infty) < 1$ par absurdité.

On définit $M_k = \sup_{0 \leq n \leq k} (S_n - na)$

$$(M_k) = \sup_{0 \leq n \leq k} \left(\underbrace{S_{n+1} - (n+a)a - (S_1 - a)}_{S_{n+1} - S_1 - na} \right)$$

Observation: M_n et M'_k ont la même loi car elles sont définies avec la même fonction $F(Y_1, \dots, Y_n) = \underbrace{Y_1 + \dots + Y_n}_{n} - na$

$$M_k, M'_k \geq 0$$

On conduit que $M = \lim_{k \rightarrow \infty} M_k$ et

$M' = \lim_{k \rightarrow \infty} M'_k$ ont la même loi aussi

car M_k et M'_k sont des séries croissantes.

- $\forall k \geq 1$

$$M_{k+1} = \sup \left(0, \sup_{1 \leq n \leq k+1} (S_n - na) \right) = \sup \left(0, M'_k + X_1 - a \right)$$

$$\boxed{M_{k+1} = M'_k - \inf(a - X_1, M'_k)}$$

(on remarque que si $M'_k + X_1 - a \leq 0$)
 $M'_k \leq a - X_1$)

- M'_k et M_k ont la même loi dans L'
 (chaque X_i est dans L' et
 alors $\underbrace{X_1 + \dots + X_n}_{n} \in L'$)

D'où

$$I\Gamma(\Gamma; I, \alpha \times M, 1) = I\Gamma(M, 1) - I\Gamma(M, 0)$$

$$\mathbb{E}[M_{n+1} - M_n] = \mathbb{E}[M_{n+1}] - \mathbb{E}[M_n]$$

$$= \mathbb{E}[M_k] - \mathbb{E}[M_{k+1}]$$

$$\leq 0 \quad \text{car } (M_n \leq M_{n+1}) \text{ suite croissante}$$

comme $M_n \geq 0$

$$|\inf(a - X_1, M'_n)| \leq |a - X_1|$$

par le théorème de convergence dominée

$$\mathbb{E}[\inf(a - X_1, M')] = \lim_{k \rightarrow \infty} \mathbb{E}[\inf(a - X_1, M'_k)]$$

$$\leq 0$$

Maintenant par ailleurs : si $P(M=\infty) = 1$

alors $P(M'=\infty) = 1$ (M et M'
ont la même
loi)

$$\Rightarrow \inf(a - X_1, M') = a - X_1 \quad \text{p.s.}$$

$$\Rightarrow \mathbb{E}[a - X_1] \leq 0$$

ailleurs car $a > \mathbb{E}[X_1]$!

OK

Remarque : les espaces L^P sont des espaces de Banach.

$$L^P = \mathcal{L}^P(\Omega, \mathcal{A}, P) / N$$

$$X \sim Y \iff X = Y \text{ p.s.}$$

Qu'en est-il de la convergence en probabilité?

Définition : $\mathcal{L}_{\mathbb{R}^d}^0(\mathcal{R}, \mathcal{A}, P)$ l'espace
de toutes les v.a. à valeurs dans \mathbb{R}^d
 $\mathcal{L}^0 = \mathcal{L}_{\mathbb{R}^d}^0(\mathcal{R}, \mathcal{A}, P) / \sim$
 $X \sim Y \iff X = Y \text{ p.s.}$

Définition : Pour $X, Y \in \mathcal{L}^0$

$$d(X, Y) = \mathbb{E} [\min(|X - Y|_1, 1)]$$

notation = $\mathbb{E} (|X - Y|_1)$

Proposition : d est une distance complète
sur \mathcal{L}^0 compatible avec la convergence
en probabilité.

Preuve : ① d est une métrique :

$$\text{exemple: } d(X, Y) = 0 \iff \mathbb{E} [|X - Y|_1] = 0$$

$$\iff |X - Y| = 0 \text{ p.s.}$$

② $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{(P)} X \Rightarrow d(X_n, X) \rightarrow 0$

On fixe $0 < \varepsilon < 1$

$$\begin{aligned} d(X_n, X) &= \mathbb{E} [|(X_n - X)|_1] \\ &= \mathbb{E} [|(X_n - X)|_1 \left(1_{|X_n - X|_1 > \varepsilon} + 1_{|X_n - X|_1 \leq \varepsilon} \right)] \end{aligned}$$

$$= \mathbb{E} \left[|X_n - x|_1 \mathbb{1}_{|X_n - x| > \varepsilon} \right] + \mathbb{E} \left[|X_n - x|_1 \mathbb{1}_{|X_n - x| \leq \varepsilon} \right]$$

$$\leq \underbrace{\mathbb{P}(|X_n - x| > \varepsilon)}_{\wedge} + \underbrace{\varepsilon}_{\wedge}$$

Par définition de convergence en probabilité

$$\forall \varepsilon \in \mathbb{N} \text{ t.q. } n > N \Rightarrow \mathbb{P}(|X_n - x| > \varepsilon) < \varepsilon$$

$$\Rightarrow d(X_n, x) < \varepsilon^1 + \varepsilon \quad \forall n > N$$

$$\Rightarrow d(X_n, x) \rightarrow 0$$

$$\textcircled{3} \quad d(X_n, x) \rightarrow 0 \Rightarrow X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{(P)} x$$

On utilise le même calcul :

$$d(X_n, x) = \mathbb{E} [|X_n - x|_1]$$

$$= \mathbb{E} \left[|X_n - x|_1 \mathbb{1}_{|X_n - x| > \varepsilon} \right] + \mathbb{E} \left[|X_n - x|_1 \mathbb{1}_{|X_n - x| \leq \varepsilon} \right]$$

$$\geq \varepsilon \mathbb{P}(|X_n - x| > \varepsilon)$$

$$\text{d'où } \mathbb{P}(|X_n - x| > \varepsilon) \rightarrow 0$$

\textcircled{4} L'est complète pour la métrique d .

idée : On liste une suite de Cauchy X_n pour d . Il existe une suite extraite $Y_n = X_{n_k}$ t.q.

$$d(Y_k, Y_{k+1}) < \frac{1}{2^k}$$

Alors

$$\mathbb{E} \left[\sum_{k=1}^{\infty} |Y_{k+1} - Y_k|_1 \right]$$

$$\sum_{k=1}^{\infty} d(Y_k, Y_{k+1}) < \infty$$

d'où $\sum_{k=1}^{\infty} |Y_{k+1} - Y_k|_1 < \infty$ p.s.

* $\Rightarrow \sum_{k=1}^{\infty} |Y_{k+1} - Y_k| < \infty$ p.s.

(car si $|Y_{k+1} - Y_k| > 1$ alors $|\cdot Y_{k+1} - Y_k|_1 = 1$)

\Rightarrow il existe p.s. un nombre fini de k t.q. $|\cdot Y_{k+1} - Y_k|_1 = 1$

On obtient que la série

$$X = Y_1 + \sum_{k=1}^{\infty} (Y_{k+1} - Y_k) \in L^0$$

$$Y_k \xrightarrow{\text{P.S.}} X$$

$$\Rightarrow d(X, Y_k) = \mathbb{E}[|Y_k - X|_1] \xrightarrow[k \rightarrow \infty]{\text{convergence dominée.}} 0$$

✓

10.3 Convergence en loi
Rappel d'analyse:

Définition : E espace topologique et μ mesure localement finie sur E . On dit que μ est une mesure de Radon si $\mu(K) < \infty$

$\forall K \subset E \rightarrow$ compact.

Remarque : Si μ est mesure de probabilité
 μ est mesure de Radon.

Proposition : (régularité de mesure de Radon sur \mathbb{R}^d)

Soit μ mesure de Radon sur \mathbb{R}^d . Alors

$$\mu(A) = \inf \{ \mu(U) \mid A \subset U \text{ ouvert} \}$$

$$\mu(A) = \sup \{ \mu(K) \mid K \subset A \text{ compact} \}$$

Définition : $C_b(\mathbb{R}^d) = \{ \text{fonction continue et bornée} \}$

$C_c(\mathbb{R}^d) = \{ \text{fonction continue à support compact} \}$

Définition : Soit μ mesure de Radon sur \mathbb{R}^d

① On dit que μ_n converge étroitement vers μ si

$$\int \varphi \mu_n \rightarrow \int \varphi \mu \quad \forall \varphi \in C_b(\mathbb{R}^d)$$

notation $\mu_n \xrightarrow{(e)} \mu$

② On dit que μ_n converge vaguement vers μ si

$$\int \alpha \mu_n \rightarrow \int \alpha \mu \quad \forall \alpha \in C_c(\mathbb{R}^d)$$

notation $\mu_n \xrightarrow{(v)} \mu$

Remarque $\mu_n \xrightarrow{(e)} \mu \Rightarrow \mu_n \xrightarrow{(v)} \mu$