

ECN 6578, Cours 6

William McCausland

2021-10-06

Lemme de Fatou

- ▶ Lemme de Fatou : pour une suite $X_n \geq 0$ de v.a.

$$E[\liminf_{n \rightarrow \infty} X_n] \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} E[X_n].$$

- ▶ Notes :

1. Hypothèse très faible concernant X_n .
2. Résultat pour $X_n \geq C > -\infty$ suit immédiatement.
3. Les deux cotés peuvent être infinis.

- ▶ Construction d'une séquence convergente : $Y_n \equiv \inf_{k \geq n} X_k$.

1. $0 \leq Y_n \leq X_n$.
2. $Y_n \leq Y_{n+1}$ ($\{n, n+1, \dots\}$ décroissant en n).
3. $Y_n \nearrow Y \equiv \liminf_{n \rightarrow \infty} X_n$.

- ▶ Preuve :

$$\liminf_n E[X_n] \geq \liminf_n E[Y_n] = \lim_n E[Y_n] = E[Y] = E[\liminf_n X_n]$$

Lemme de Fatou pour $X_n \leq C < \infty$

- Si $X_n \leq C < \infty$, $-X_n \geq -C > -\infty$ et par le lemme de Fatou,

$$\liminf_n E[-X_n] \geq E[\liminf_n -X_n],$$

$$\liminf_n -E[X_n] \geq E[-\limsup_n X_n],$$

$$-\limsup_n E[X_n] \geq -E[\limsup_n X_n],$$

$$\limsup_n E[X_n] \leq E[\limsup_n X_n].$$

Théorème de convergence dominée

- Pour une séquence X_n de variables aléatoires, X et Y v.a. telles que $P(X_n \rightarrow X) = 1$, $|X_n| \leq Y$ et $E[Y] < \infty$.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[X_n] = E[X].$$

- Notes :

1. La dominance par une Y à moyenne finie est plus faible qu'une borne uniform pour $|X_n|$ ($Y = c$); le résultat est donc plus fort.
2. Même v.a. dominante Y pour tous les n .

- Preuve :

$$E[Y] + E[X] = E[Y + X] = E[Y + \lim_n X_n] = E[Y + \lim_n \inf X_n]$$

$$E[Y + \lim_n \inf X_n] \leq \lim_n \inf E[Y + X_n] = E[Y] + \lim_n \inf E[X_n]$$

$$E[Y] - E[X] = \dots \leq \dots = E[Y] - \lim_n \sup E[X_n].$$

$$\lim_n \sup E[X_n] \leq E[X] \leq \lim_n \inf E[X_n].$$

$$\lim_n E[X_n] = E[X].$$

Sur les ensembles non-dénombrables de variables aléatoires

- ▶ Soit $\{X_t\}_{t \geq 0}$, un ensemble non-dénombrable de variables aléatoires.
- ▶ Exemples :
 - ▶ $X_s = e^{sX}$, dont l'espérance est $M_X(s)$, une fonction de s réel.
 - ▶ $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, μ et σ^2 inconnus. $E[f(X)]$ est une fonction de μ, σ^2 ,
 - ▶ X_t est un processus aléatoire en temps continu.
- ▶ Supposons que
 - ▶ $\lim_{t \downarrow 0} X_t(\omega) = X_0(\omega)$, $\omega \in \Omega$, et
 - ▶ il exist une v.a. Y telle que $|X_t| < Y$ et $E[Y] < \infty$.
- ▶ Alors pour toute suite $t_n \downarrow 0$,

$$E[X_{t_n}] \rightarrow E[X_0].$$

- ▶ Alors

$$\lim_{t \downarrow 0} E[X_t] = E[X_0].$$

La dérivée de l'espérance

- ▶ Soit $\{F_t\}_{a < t < b}$ un ensemble de variables aléatoires.
- ▶ Conditions suffisantes pour $\frac{dE[F_t]}{dt} = E[F'_t]$, où $F'_t = \frac{dF_t}{dt}$:
 1. Pour tout $t \in (a, b)$: $-\infty < E[F_t] < \infty$.
 2. Il existe une v.a. Y telle que $E[Y] < \infty$ et pour tout $t \in (a, b)$ et $\omega \in \Omega$, $F'_t(\omega)$ existe et $|F'_t(\omega)| \leq Y(\omega)$.
- ▶ Preuve : fixez $t \in (a, b)$. Alors
 1. $F'_t = \lim_{n \rightarrow \infty} n(F_{t+1/n} - F_t)$, la limite d'une séquence de variables aléatoires, est une variable aléatoire.
 2. Pour tout h , $0 < h < b - t$, (théorème des accroissements finis, mean value theorem)

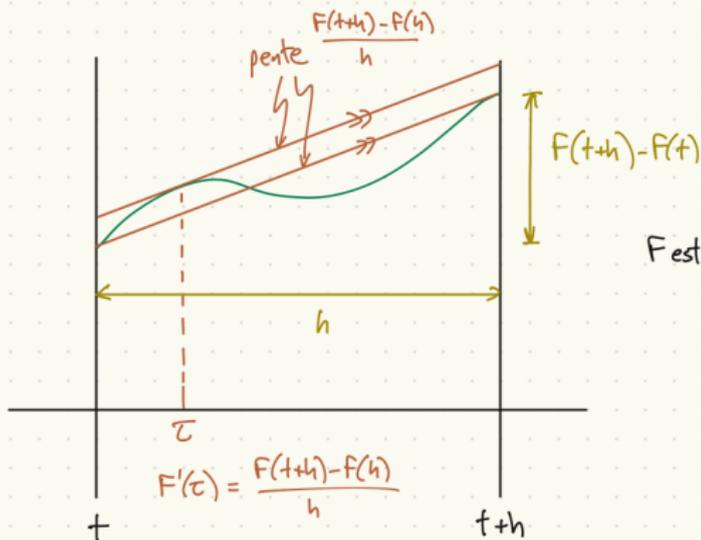
$$\left| \frac{F_{t+h} - F_t}{h} \right| \leq Y.$$

3. Alors

$$\lim_{h \downarrow 0} \frac{E[F_{t+h}] - E[F_t]}{h} = \lim_{h \downarrow 0} E \left[\frac{F_{t+h} - F_t}{h} \right] = E \left[\lim_{h \downarrow 0} \frac{F_{t+h} - F_t}{h} \right]$$

$$\frac{dE[F_t]}{dt} = E[F'_t] \leq E[Y] < \infty.$$

Théorème des accroissements finis



F est différentiable sur $(t, t+h)$
continue sur $[t, t+h]$

Fonction génératrice des moments

- ▶ Définition : pour une v.a. X , $M_X(s) = E[e^{sX}]$, $s \in \mathbb{R}$.
- ▶ Notes
 - ▶ M_X n'existe pas toujours, même si $E[X] < \infty$.
 - ▶ $M_{X+Y}(s) = M_X(s)M_Y(s)$ pour v.a. indépendentes X, Y .
 - ▶ Il y a des tableaux avec plusieurs v.a. standards
 - ▶ La fonction caractéristique est semblable et souvent plus utile

Résultat sur $M_X(s)$

- ▶ Supposons que X est une v.a. et qu'il existe $s_0 > 0$ tel que $M_X(s) < \infty$ pour $|s| < s_0$.
- ▶ Alors $E[|X^n|] < \infty$ pour tout n et

$$M_X(s) = \sum_{n=0}^{\infty} E[X^n]s^n/n!.$$

- ▶ Preuve :
 1. Soit $Z_n = \sum_{k=0}^n (sX)^k/k!$.
 2. $Z_n \rightarrow e^{sX}$ (définition de somme infinie, expansion de la fonction exponentielle)
 3. Fixez s , $|s| < s_0$

$$|Z_n| \leq \sum_{k=0}^n |sX|^k/k! \leq e^{sX} + e^{-sX} \equiv Y,$$

$$E[Y] = M_X(s) + M_X(-s) < \infty.$$

4. Par convergence dominée,
 $E[e^{sX}] = \lim_{n \rightarrow \infty} E[Z_n] = \sum_{n=0}^{\infty} E[X^n]s^n/n!$.

Signification de « génératrice des moments »

- ▶ Rappel $M_X(s) = \sum_{n=0}^{\infty} E[X^n] \frac{s^n}{n!} = 1 + \sum_{n=1}^{\infty} E[X^n] \frac{s^n}{n!}$.
- ▶ Première dérivée:

$$\begin{aligned}M'_X(s) &= \sum_{n=1}^{\infty} E[X^n] \frac{ns^{n-1}}{n!} \\&= \sum_{n=1}^{\infty} E[X^n] \frac{s^{n-1}}{(n-1)!} \\&= \sum_{n=0}^{\infty} E[X^{n+1}] \frac{s^n}{n!}\end{aligned}$$

- ▶ m -ième dérivée :

$$M_X^{(m)}(s) = \sum_{n=0}^{\infty} E[X^{n+m}] \frac{s^n}{n!}$$

- ▶ $M_X(0) = 1$, $M'_X(0) = E[X]$, $M_X^{(m)}(0) = E[X^m]$.

Mesures associées aux variables aléatoires

- ▶ Soit X une variable aléatoire sur un espace de probabilité (Ω, \mathcal{F}, P)
- ▶ $(\mathbb{R}, \mathcal{B}, \mu)$ est un espace de probabilité elle aussi, où

$$\mu = \mathcal{L}(X) = PX^{-1}$$

est la *distribution* ou la *loi* de X .

- ▶ Si $B \in \mathcal{B}$, $X^{-1}(B) \in \mathcal{F}$ et $\mu(B) = P(X^{-1}(B)) = (PX^{-1})(B)$.
- ▶ Pour $-\infty \leq a \leq b \leq \infty$,
 - ▶ $[a, b] \subset \mathbb{R}$,
 - ▶ $[a, b] \in \mathcal{B}$,
 - ▶ $\mu([a, b]) = P(\{X \in [a, b]\})$,
 - ▶ $\{X \in [a, b]\} \subset \Omega$,
 - ▶ $\{X \in [a, b]\} \in \mathcal{F}$.

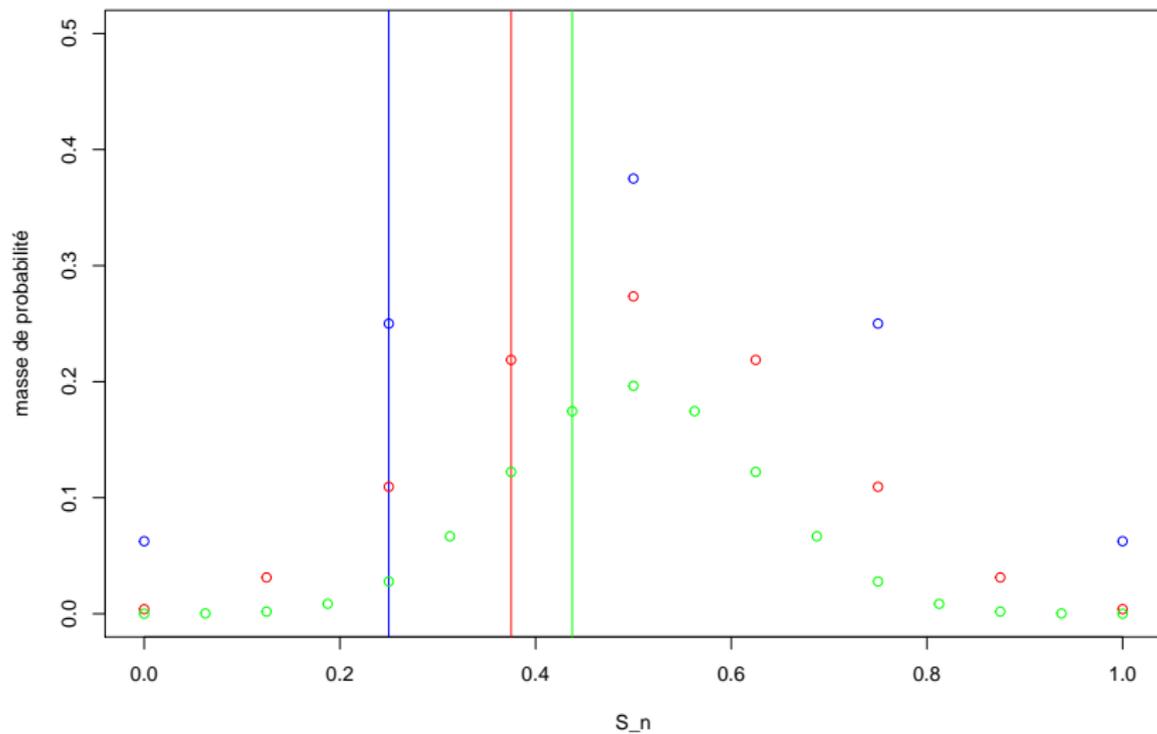
Exemple, suites de tirages au pile ou face, partie I

- ▶ Soit $\Omega = \{(r_1, r_2, \dots) : r_i \in \{\text{pile, face}\}\}$.
- ▶ Soit \mathcal{F} , P les extension de \mathcal{J} et P de Rosenthal, 2.6.
- ▶ Rappel: la probabilité de l'histoire $A_{a_1 a_2 \dots a_n}$ est 2^{-n} .
- ▶ Soit $X_n: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ définie par

$$X_n(\omega) = \begin{cases} 1 & r_n = \text{face,} \\ 0 & r_n = \text{pile.} \end{cases}$$

- ▶ On peut calculer $E[X_n] = 1/2$, $\text{Var}[X_n] = 1/4$.
- ▶ Soit $S_n = \frac{1}{n}(X_1 + \dots + X_n)$.
- ▶ Soit $z_n = \sqrt{n}(S_n - \frac{1}{2})/(1/2)$.
- ▶ Soit $\omega^* = (0, 0, 1, 0, 1, 0, 1, 0, 0, 0, 1, 1, 1, 0, 0, 1, \dots)$. Alors
 - ▶ $S_4(\omega^*) = 1/4$,
 - ▶ $S_8(\omega^*) = 3/8$,
 - ▶ $S_{16}(\omega^*) = 7/16$.

Exemple, partie II, $n = 4$, $n = 8$, $n = 16$



Exemple, partie III, la loi $N(0, 1)$

- ▶ Soit $(\mathbb{R}, \mathcal{B}, P)$ l'espace de probabilité avec

$$P(B) = \int_B f d\lambda, \quad B \in \mathcal{B},$$

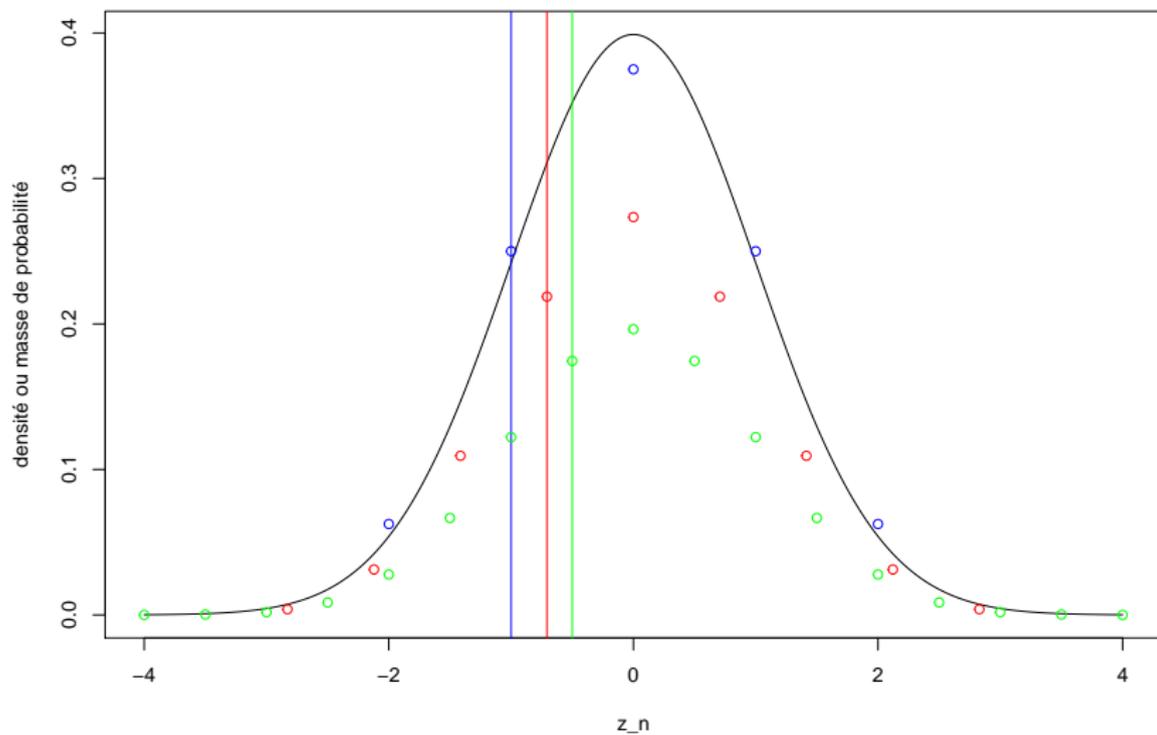
où $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ est définie par

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}$$

et $\lambda: \mathcal{B} \rightarrow \mathbb{R}$ est la mesure de Lebesgue.

- ▶ f est la densité pour la loi P , $N(0, 1)$, $F(x) = P((-\infty, x])$ est la fonction de répartition.

Exemple, partie IV, $n = 4$, $n = 8$, $n = 16$



Convergence en loi

- ▶ Soit μ_n une suite de mesures de probabilité boreliennes, μ une mesure de probabilité borelienne.
- ▶ $\mu_n \Rightarrow \mu$ (μ_n converge en loi à μ) si pour chaque fonction $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$, continue et bornée,

$$\int_{\mathbb{R}} f d\mu_n \rightarrow \int_{\mathbb{R}} f d\mu.$$

- ▶ Une condition équivalente: pour tout $x \in \mathbb{R}$,

$$\mu(\{x\}) = 0 \Rightarrow F_n(x) \rightarrow F(x),$$

où $F_n(x) \equiv \mu_n((-\infty, x])$, $F(x) \equiv \mu((-\infty, x])$.

- ▶ μ_n est une suite de mesures, pas une suite de variables aléatoires.
- ▶ Cependant, si X_n est une suite de variables aléatoires sur (Ω, \mathcal{F}, P) , $\mathcal{L}_n = PX_n^{-1}$ est une suite de mesures.

Aparté

- ▶ Soit A, B, C des propositions sur ω .
- ▶ Par exemple, $X(\omega) < c, X_n(\omega) > d$.
- ▶ Si A et $B \Rightarrow C$,

$$\neg C \Rightarrow \neg A \text{ ou } \neg B,$$

$$\{\neg C\} \subseteq \{\neg A\} \cup \{\neg B\}$$

Convergence en probabilité et en loi

- ▶ Si $X_n \xrightarrow{P} X$, $\mu_n \equiv \mathcal{L}(X_n) \Rightarrow \mathcal{L}(X) \equiv \mu$.
- ▶ Résultat équivalent : Si pour tout $\epsilon > 0$, $P(|X_n - X| \geq \epsilon) \rightarrow 0$,

$$\mu(\{x\}) = 0 \Rightarrow F_n(x) \rightarrow F(x).$$

- ▶ Preuve : fixez $x \in \mathbb{R}$, $\epsilon > 0$. Alors pour tout $\omega \in \Omega$, $n \in \mathbb{N}$,

$$X(\omega) > x + \epsilon \text{ et } |X_n(\omega) - X(\omega)| < \epsilon \Rightarrow X_n(\omega) > x,$$

alors pour tout $n \in \mathbb{N}$,

$$\{X_n \leq x\} \subseteq \{X \leq x + \epsilon\} \cup \{|X_n - X| \geq \epsilon\}$$

$$F_n(x) \leq F(x + \epsilon) + P(|X_n - X| \geq \epsilon)$$

$$\sup_n F_n(x) \leq F(x + \epsilon) + \sup_n P(|X_n - X| \geq \epsilon)$$

$$\limsup_n F_n(x) \leq F(x + \epsilon) + 0,$$

et puisque $\epsilon > 0$ est arbitraire,

$$\limsup_n F_n(x) \leq F(x).$$

Preuve, continuée

- ▶ même $x \in \mathbb{R}$, fixez $\epsilon > 0$. Pour tout $\omega \in \Omega$, $n \in \mathbb{N}$,

$$X_n > x \text{ et } |X_n - X| < \epsilon \Rightarrow X > x - \epsilon,$$

alors pour tout $n \in \mathbb{N}$,

$$\{X \leq x - \epsilon\} \subseteq \{X_n \leq x\} \cup \{|X_n - X| \geq \epsilon\},$$

alors

$$F(x - \epsilon) \leq \liminf_n F_n(x) + \liminf_n P(|X_n - X| \geq \epsilon)$$

$$F(x - \epsilon) \leq \liminf_n F_n(x) + 0$$

- ▶ ϵ arbitraire, alors

$$F(x) - \mu(\{x\}) \leq \liminf_n F_n(x)$$

- ▶ Maintenant si $\mu(\{x\}) = 0$, (c-à-d $P(\{X = x\}) = 0$)

$$\liminf_n F_n(x) = \limsup_n F_n(x) = \lim_n F_n(x) = F(x).$$

Aperçu du cours 7

- ▶ Fonction caractéristique
- ▶ Théorème central limite