# ECN 6578, Cours 6

William McCausland

2019-10-09

#### Lemme de Fatou

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

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

- Notes :
  - 1. Hypothèse très faible concernant  $X_n$ .
  - 2. Résultat pour  $X_n \ge C > -\infty$  suit immédiatement.
  - 3. Les deux cotés peuvent être infinis.
- ▶ Construction d'une séquence convergente :  $Y_n \equiv \inf_{k \ge n} X_k$ .
  - 1.  $0 \le Y_n \le X_n$ .
  - 2.  $Y_n \leq Y_{n+1}$  ( $\{k \geq n\}$  décroissant).
  - 3.  $Y_n \nearrow Y \equiv \liminf_{n \to \infty} X_n$ .
- Preuve :

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

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

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

$$\begin{aligned} & \liminf_n E[-X_n] \geq E[\liminf_n -X_n], \\ & \liminf_n -E[X_n] \geq E[-\limsup_n X_n], \\ & -\limsup_n E[X_n] \geq -E[\limsup_n X_n], \\ & \limsup_n E[X_n] \leq E[\limsup_n X_n]. \end{aligned}$$

# Théorème de convergence dominée

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

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

- ► Notes :
  - 1. La condition avec Y (dominance) plus faible que  $|X_n|$  uniformement bornés (Y = c); le résultat est donc plus fort.
  - 2. Même v.a. dominante Y pour tous les n.
- Preuve :

$$E[Y] + E[X] = E[Y + X] = E[Y + \lim_{n} X_{n}] = E[Y + \lim_{n} \inf X_{n}]$$

$$E[Y + \lim_{n} \inf X_{n}] \leq \liminf_{n} E[Y + X_{n}] = E[Y] + \lim_{n} \inf E[X_{n}]$$

$$E[Y] - E[X] = \dots \leq \dots = E[Y] - \lim_{n} \sup_{n} E[X_{n}].$$

$$\lim_{n} \sup_{n} E[X_{n}] \leq E[X] \leq \lim_{n} \inf_{n} E[X_{n}].$$

$$\lim_{n} E[X_{n}] = E[X].$$

# Remarque sur les ensembles non-dénombrables de variables aléatoires

- ▶ Soit  $\{X_t\}_{t\geq 0}$ , un ensemble non-dénombrable de variables aléatoires.
- Exemples :
  - $e^{sX}$ , dont l'espérance est  $M_X(s)$ , une fonction de s réel.
  - ▶  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $\mu$  et  $\sigma^2$  inconnus. E[f(X)] est une fonction de  $\mu$ ,  $\sigma^2$ .
- Supposons que
  - ▶  $\lim_{t\downarrow 0} X_t(\omega) = X(\omega), \ \omega \in \Omega$ ,
  - ▶ 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  $\frac{dE[F_t]}{dt} = E[F'_t]$ :
  - 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 tous  $t \in (a, b)$  et  $\omega \in \Omega$ ,  $F'_t(\omega)$  existe et  $|F'_t(\omega)| \le Y(\omega)$ .
- ▶ Preuve : fixez  $t \in (a, b)$ . Alors
  - 1.  $F'_t = \lim_{n \to \infty} n(F_{t+1/n} F_t)$ , la limite d'une séquence de variables aléatoires, est une variable alétoire.
  - 2. Pour tous 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

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

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

## Fonction génératrice des moments

- ▶ Définition : pour une v.a. X,  $M_X(s) = E[e^{sX}]$ ,  $s \in R$ .
- 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. standardes
  - ▶ la fonction caractéristique est 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

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

- ► Preuve :
  - 1. Soit  $Z_n = \sum_{k=0}^n (sX)^k / k!$ .
  - 2.  $Z_n \rightarrow e^{sX}$  (définition de somme infinie)
  - 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,  $E[e^{sX}] = \lim_{n \to \infty} E[Z_n] = \sum_{n=0}^{\infty} E[X^n] s^n / n!$ .

# Signification de « génératrice des moments »

- ▶ Rappel  $M_X(s) = \sum_{n=0}^{\infty} E[X^n] s^n / n!$
- $M_X'(s) = \sum_{n=0}^{\infty} E[X^{n+1}] s^n / n!$
- $M_X^{(m)}(s) = \sum_{n=0}^{\infty} E[X^{n+m}] s^n / n!$
- $M_X(0) = 1, \ M'_X(0) = E[X], \ M_X^{(m)}(0) = E[X^m].$

#### Mesures associées aux variables aléatoires

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

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

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

## Convergence en distribution

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

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

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

$$\mu(\lbrace x\rbrace) = 0 \Rightarrow F_n(x) \to F(x),$$

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

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

# Convergence en probabilité et en distribution

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

$$\mu(\lbrace x\rbrace) = 0 \Rightarrow F_n(x) \to F(x).$$

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

$$X > x + \epsilon$$
 et  $|X_n - X| < \epsilon \Rightarrow X_n > x$ ,

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

$$\{X_n \le x\} \subseteq \{X \le x + \epsilon\} \cup \{|X_n - X| \ge \epsilon\}$$

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

Puisque  $\sup_n F_n(x) \leq F(x + \epsilon)$ ,

$$\limsup_{n} F_n(x) \leq F(x+\epsilon) + 0,$$

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  $\omega \in \Omega$ ,  $n \in \mathbb{N}$ ,

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

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

$$\{X \le x - \epsilon\} \subseteq \{X_n \le x\} \cup \{|X_n - X| \ge \epsilon\},$$

alors

$$F(x - \epsilon) \le \liminf_n F_n(x) + \liminf_n P(|X_n - X| \ge \epsilon)$$

$$F(x - \epsilon) \leq \liminf_{n \to \infty} F_n(x)$$

 $ightharpoonup \epsilon$  arbitraire, alors

$$F(x) - P(\lbrace x \rbrace) \leq \liminf_{n \to \infty} F_n(x)$$

▶ Maintenant si  $P({x}) = 0$ ,

$$\liminf_{n} F_n(x) = \limsup_{n} F_n(x) = \lim_{n} F_n(x) = F(x)$$