

Done

M2 “Probabilités et Finance” Sorbonne Université
“Introduction aux processus de diffusion” (L.Zambotti)

Année 2022 – 2023

TD0. Prérequis et rappels



Exercice 1 Soit ξ une variable aléatoire suivant la loi gaussienne $\mathcal{N}(0, 1)$. Soit $x > 0$ un réel strictement positif.

- (i) Montrer que $\frac{1}{(2\pi)^{1/2}} \left(\frac{1}{x} - \frac{1}{x^3}\right) e^{-x^2/2} \leq \mathbb{P}(\xi > x) \leq \frac{1}{(2\pi)^{1/2}} \frac{1}{x} e^{-x^2/2}$.
- (ii) Montrer que $\mathbb{P}(\xi > x) \leq e^{-x^2/2}$.



$$\mathbb{E}[\xi e^{a\xi}] = \int x e^{ax - \frac{x^2}{2}} \frac{dx}{\sqrt{2\pi}}$$

$$= e^{\frac{a^2}{2}} \int x e^{ax - \frac{x^2}{2}} dx$$

$$= a e^{\frac{a^2}{2}}$$

$$\mathbb{E}[e^{a\xi^2}] = \int e^{a\xi^2 - \frac{x^2}{2}} \frac{dx}{\sqrt{2\pi}}$$

$$= e^{\frac{a^2}{2}}$$

$$a > \frac{1}{2} \Rightarrow a < \frac{1}{\sqrt{2-a}}$$

Exercice 2 Soit ξ une variable aléatoire suivant la loi gaussienne $\mathcal{N}(0, 1)$.

(i) Calculer $\mathbb{E}(\xi^4)$ et $\mathbb{E}(|\xi|)$.

$$\mathbb{E}[\xi^4] = 3 \quad \mathbb{E}|\xi| = 2 \int_0^\infty x e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \sqrt{\frac{2}{\pi}}$$

(ii) Calculer $\mathbb{E}(e^{a\xi})$, $\mathbb{E}(\xi e^{a\xi})$ et $\mathbb{E}(e^{a\xi^2})$, où $a \in \mathbb{R}$ est un réel.

$$\mathbb{E}[e^{a\xi}] = e^{\frac{a^2}{2}}$$

$$\mathbb{E}[\xi e^{a\xi}] = \int x e^{ax - \frac{x^2}{2}} dx$$

$$= a e^{\frac{a^2}{2}}$$

$$\mathbb{E}[e^{a\xi^2}] = \int e^{a\xi^2 - \frac{x^2}{2}} dx$$

$$= e^{\frac{a^2}{2}}$$

(iii) Soit $b \geq 0$ un réel positif. Soit η une variable aléatoire suivant la loi gaussienne $\mathcal{N}(0, 1)$, indépendante de ξ . Montrer que $\mathbb{E}(e^{b\xi^2}) = \mathbb{E}(e^{\lambda \xi \eta})$, où $\lambda := (2b)^{1/2}$.

$$\mathbb{E}[e^{b\xi^2}] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[e^{\lambda \xi \eta} | \xi]] = \mathbb{E}[e^{\lambda^2 \frac{\xi^2}{2}}] \rightarrow \frac{\lambda^2}{2} = b \rightarrow \lambda = \sqrt{2b}.$$

Exercice 3 Soient ξ, ξ_1, ξ_2, \dots des variables aléatoires réelles. On suppose que pour tout n , ξ_n suit la loi gaussienne $\mathcal{N}(\mu_n, \sigma_n^2)$, où $\mu_n \in \mathbb{R}$ et $\sigma_n \geq 0$, et que ξ_n converge en loi vers ξ . Montrer que ξ suit une loi gaussienne.

$$|\varphi_n(\lambda)| = e^{-\frac{1}{2} \sigma_n^2 \lambda^2} \rightarrow |\varphi(\lambda)| \rightarrow \lambda \text{ conv.}$$

Exercice 4 Soient ξ, ξ_1, ξ_2, \dots des variables aléatoires réelles. On suppose que pour tout n , ξ_n suit la loi gaussienne $\mathcal{N}(\mu_n, \sigma_n^2)$, où $\mu_n \in \mathbb{R}$ et $\sigma_n \geq 0$, et que ξ_n converge en probabilité vers ξ . Montrer que ξ_n converge dans L^p , pour tout $p \in [1, \infty[$.

$$\xi_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \xi \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2), \mathbb{E}[\xi_n]^p = \mathbb{E}[\xi]^p \rightarrow 0$$

Exercice 5 Soit (ξ, η, θ) un vecteur gaussien à valeurs dans \mathbb{R}^3 . On suppose $\mathbb{E}(\xi) = \mathbb{E}(\eta) = \mathbb{E}(\xi\eta) = 0$, $\sigma_\xi^2 := \mathbb{E}(\xi^2) > 0$ et $\sigma_\eta^2 := \mathbb{E}(\eta^2) > 0$.

$$\sim \mathcal{N}(0, \sigma_\xi^2)$$

1. Montrer que $\mathbb{E}(\theta | \xi) = \mathbb{E}(\theta) + \frac{\mathbb{E}(\theta\xi)}{\mathbb{E}(\xi^2)} \xi$.

$$\theta - \mathbb{E}\theta = \alpha \xi + \beta \eta + \varepsilon$$

2. Montrer que $\mathbb{E}(\theta | \xi, \eta) = \mathbb{E}(\theta | \xi) + \mathbb{E}(\theta | \eta) - \mathbb{E}(\theta)$.

$$\mathbb{E}[\theta | \xi, \eta] = \mathbb{E}\theta + \underbrace{\mathbb{E}\theta \xi}_{\mathbb{E}\xi^2} \xi + \underbrace{\mathbb{E}\theta \eta}_{\mathbb{E}\eta^2} \eta$$

3. Montrer que $\mathbb{E}(\xi | \xi\eta) = 0$.

$$\mathbb{E}[\xi | \xi\eta] = \underbrace{\mathbb{E}[\xi]}_{\mathbb{E}[\sigma | \xi]} \underbrace{\mathbb{E}[\sigma | \xi\eta]}_{\mathbb{E}[\sigma | \eta]} = 0$$

4. Montrer que $\mathbb{E}(\theta | \xi\eta) = \mathbb{E}(\theta)$.

$$\mathbb{E}[\theta | \xi\eta] = \mathbb{E}[\theta | \xi] + \mathbb{E}[\theta | \eta] - \mathbb{E}[\theta | \xi, \eta] = \mathbb{E}[\theta | \xi] - \mathbb{E}[\theta | \xi, \eta]$$

Exercice 6 Soient ξ et η deux variables aléatoires intégrables, et soit \mathcal{G} une sous-tribu de \mathcal{F} .

1. Plus tard, on verra que $\mathbb{P}(\xi > x) \leq \frac{1}{2} e^{-x^2/2}$.

$$(i) \quad X = \xi - \eta \quad E[X|G] \geq 0 \Leftrightarrow E[X|A] \geq 0 \quad \forall A \in G$$

© Théo Jalabert

$$\Rightarrow E[X|A] - E[E[X|G]1_A] = 0 \quad \forall A \in G$$

\Leftarrow Si $E[X|G] \geq 0$ p.s., il existe $A \in G$ t.q. $E[X|G] < 0$ sur A
Donc $E[X|A] = E[E[X|G]1_A] < 0$?!

(i) Montrer que $E(\xi|G) \leq E(\eta|G)$, p.s., si et seulement si $E(\xi 1_A) \leq E(\eta 1_A)$ pour tout $A \in G$.

(ii) Montrer que $E(\xi|G) = E(\eta|G)$, p.s., si et seulement si $E(\xi 1_A) = E(\eta 1_A)$ pour tout $A \in G$. $(i) \Rightarrow (ii)$

✓ **Exercice 7** Soit $(X_\alpha, \alpha \in A)$ une famille de variables aléatoires réelles, indexée par un ensemble non vide A quelconque. On rappelle la définition suivante : $(X_\alpha, \alpha \in A)$ est dite uniformément intégrable si

$$\lim_{K \rightarrow +\infty} \sup_{\alpha \in A} E(|X_\alpha| 1_{(|X_\alpha| > K)}) = 0.$$

Montrer que $(X_\alpha, \alpha \in A)$ est uniformément intégrable si et seulement si les deux conditions suivantes sont satisfaites :

- (i) $\sup_{\alpha \in A} E(|X_\alpha|) < \infty$;
- (ii) pour tout $\varepsilon > 0$, il existe $\delta > 0$ tel que $\forall B \in \mathcal{F}, P(B) < \delta \Rightarrow \sup_{\alpha \in A} E(|X_\alpha| 1_B) < \varepsilon$.

✓ **Exercice 8** Soit ξ une variable aléatoire réelle telle que $E(|\xi|) < \infty$. Montrer que la famille $(E(\xi|G), G \subset \mathcal{F}$ sous-tribu) est uniformément intégrable. *Preuve: par Th. de la V.-P.*

✓ **Exercice 9** Soit $(X_\alpha, \alpha \in A)$ une famille de variables aléatoires réelles. On suppose qu'il existe un réel $p > 1$ tel que $\sup_{\alpha \in A} E(|X_\alpha|^p) < \infty$. Montrer que $(X_\alpha, \alpha \in A)$ est uniformément intégrable. *h(x) = x^p + \text{voir exo 11}*

✓ **Exercice 10** Soit $(X_\alpha, \alpha \in A)$ une famille de variables aléatoires réelles. On suppose qu'il existe une variable aléatoire réelle intégrable Y telle que p.s. $\sup_{\alpha \in A} |X_\alpha| \leq Y$. Montrer que $(X_\alpha, \alpha \in A)$ est uniformément intégrable.² *sup E[X_\alpha|1_{|X_\alpha| > L}] \leq E[Y|1_{Y > L}] \rightarrow 0* (V. intégr)

✓ **Exercice 11** Soit $(X_\alpha, \alpha \in A)$ une famille de variables aléatoires réelles intégrables. Montrer qu'elle est uniformément intégrable s'il existe une fonction mesurable $h : \mathbb{R}_+ \rightarrow \mathbb{R}_+$ avec $\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{h(t)}{t} = \infty$ telle que $\sup_{\alpha \in A} E[h(|X_\alpha|)] < \infty$.

✓ **Exercice 12** Soit $(X_t, t \geq 0)$ une famille de variables aléatoires réelles indexée par \mathbb{R}_+ , et soit X_∞ une variable aléatoire réelle. On suppose que $X_t \rightarrow X_\infty$ en probabilité (quand $t \rightarrow \infty$), et que $(X_t, t \geq 0)$ est uniformément intégrable. Montrer que $X_t \rightarrow X_\infty$ dans L^1 .

✓ **Exercice 13** Soit $(X_n, n \geq 0)$ une famille de variables aléatoires réelles indexée par \mathbb{Z}_+ , et soit X_∞ une variable aléatoire réelle. Montrer que $X_n \rightarrow X_\infty$ dans L^1 (quand $n \rightarrow \infty$) si et seulement si $X_n \rightarrow X_\infty$ en probabilité et $(X_n, n \geq 0)$ est uniformément intégrable.

2. En particulier, si $\sup_{\alpha \in A} |X_\alpha|$ est mesurable et intégrable, alors $(X_\alpha, \alpha \in A)$ est uniformément intégrable.

1

 $\xi \sim \mathcal{N}(0,1)$

$$\mathbb{P}(\xi > x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left(\frac{1}{x} - \frac{1}{x^3} \right) e^{-x^2/2}$$

$$\mathbb{P}(\xi > x) = \int_x^\infty \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-u^2/2} du$$

$$P = - \int_x^\infty \frac{1}{u} d(e^{-\frac{u^2}{2}}) = \left[-\frac{1}{u} e^{-\frac{u^2}{2}} \right]_x^\infty - \int_x^\infty e^{-\frac{u^2}{2}} \cdot \frac{1}{u^2} du = \frac{1}{x} e^{-\frac{x^2}{2}} - \int_x^\infty \frac{1}{u^3} u e^{-\frac{u^2}{2}} du \geq$$

$$\left\{ u^3 \geq x^3 \Rightarrow \frac{1}{u^3} \leq \frac{1}{x^3} \Rightarrow -\frac{1}{u^3} \geq -\frac{1}{x^3} \right\}$$

$$\geq \frac{1}{x} e^{-\frac{x^2}{2}} - \frac{1}{x^3} \underbrace{\int_x^\infty u e^{-\frac{u^2}{2}} du}_{e^{-\frac{x^2}{2}}}$$

- 7) $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ u.i. \Leftrightarrow
- 1) $\sup_n \mathbb{E}|X_n| < \infty$
 - 2) $\forall \epsilon > 0 \exists N > 0: \forall B: \mathbb{P}(B) < \epsilon \sup_n \mathbb{E}|X_n| \mathbb{I}_B < \epsilon$

$$\Rightarrow \text{On a } \sup_n \mathbb{E}|X_n| \mathbb{I}_{|X_n| > K} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{K \rightarrow \infty} 0$$

3) Supposons que $\sup_n \mathbb{E}|X_n| = \infty$. Donc $\exists (a_n): \mathbb{E}|X_n| \rightarrow \infty$

$$\forall K > 0 \underbrace{\mathbb{E}\left[|X_n| \mathbb{I}_{|X_n| > K}\right]}_{\xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0} = \mathbb{E}|X_n| - \underbrace{\mathbb{E}\left(|X_n| \mathbb{I}_{|X_n| \leq K}\right)}_{\xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0} \xrightarrow[K \rightarrow \infty]{} \infty$$

Alors $\forall K \exists n(K): \mathbb{E}|X_{n(K)}| \mathbb{I}_{|X_{n(K)}| > K} > \delta \Rightarrow$

$$\Rightarrow \sup_n \mathbb{E}|X_n| \mathbb{I}_{|X_n| > K} \not\rightarrow 0 ?!$$

$$2) \mathbb{E}|X_n| \mathbb{I}_B = \underbrace{\mathbb{E}\left[|X_n| \mathbb{I}_B \mathbb{I}_{|X_n| < K}\right]}_{\leq a(K)} + \underbrace{\mathbb{E}\left[|X_n| \mathbb{I}_B \mathbb{I}_{|X_n| > K}\right]}_{\leq a(K) \rightarrow 0}$$

$$\forall \varepsilon > 0 \exists K > 0: \sup E|X_2| \mathbb{1}_{|X_2| > K} < \frac{\varepsilon}{2}$$

$$\exists \delta = \frac{\varepsilon}{2K} \rightarrow E|X_2| \mathbb{1}_B < \varepsilon \quad \forall \omega.$$

\Leftarrow On a $\sup E|X_2| < \infty$

$$E|X_2| \mathbb{1}_{|X_2| > K}$$

$$\exists K: P(|X_2| > K) < \delta \quad \forall \omega \rightarrow E|X_2| \mathbb{1}_{|X_2| > K} \underset{\substack{\sim \\ B_2}}{<} \varepsilon$$

Si non, $\forall K \exists \omega(K): P(|X_2| > K) \geq \delta$ $P(B_2) \geq \delta$

$$E|X_{n(\omega)}| > K \cdot \delta \rightarrow \infty ?!$$

□

11 (X_t) intégrables. $\exists h: \mathbb{R}_+ \rightarrow \mathbb{R}_+$ mesur. $\frac{h(t)}{t} \xrightarrow[t \rightarrow \infty]{} 0$ et $\sup E h(|X_t|) < \infty$

Alors (X_t) cst u.i.

$$\underbrace{h \circ \omega}_\text{cst}$$

$$E|X| \mathbb{1}_{|X| > K} = E \frac{|X|}{h(|X|)} \cdot \underbrace{\mathbb{1}_{|X| > K}}_{\text{"cst."}} \cdot h(|X|) \leq \frac{\varepsilon}{c} \sup E h(|X|) < \varepsilon$$

12 $X_t \xrightarrow{\text{P}} X_\infty + (X_t)_{t \geq 0}$ u.i.: alors $X_t \xrightarrow{\text{P}} X_\infty$

s.p.e. $X_\infty = 0$ $X_t \xrightarrow{\text{P}} 0$ $P(|X_t| > \varepsilon) \xrightarrow[t \rightarrow \infty]{} 0 \quad \forall \varepsilon > 0$

$$E|X_t| = E|X_t| \mathbb{1}_{|X_t| < \varepsilon/3} + E|X_t| \mathbb{1}_{\varepsilon/3 \leq |X_t| \leq K} + E|X_t| \mathbb{1}_{|X_t| > K} < \varepsilon$$

$$\begin{aligned} &\text{I.I.} && \text{II.} && \text{III.} \\ &\varepsilon/3 && K P(|X_t| > \varepsilon) && \varepsilon/3 (\exists K) \\ & & \text{I.I.} & \text{II.} & \text{III.} & \end{aligned}$$

13 $X_n \xrightarrow{\text{P}} X_\infty$ ssi $X_n \xrightarrow{\text{P}} X_\infty$ et (X_n) u.i.

④ vois N12.

© Théo Jalabert



④ $E|X_n - X_\infty| \rightarrow 0$ sup

(X_n) converge dans $L^1 \rightarrow$ bornée, i.e. $\exists E|X_n| < M$

sup $E|X_n|$ $|X_n| \leq K \leq M$

$\exists K: P(|X_n| > K) \leq \epsilon$

D