Cours de Convergence, Intégration, Probabilités

Séance X - Transformée de Fourier. Fonctions caractéristiques.

Vecteurs aléatoires gaussiens

Séance X - Transformée de Fourier. Fonctions caractéristiques.

CentraleSupélec - Cursus ingénieur

25 octobre 2019

Amphis CIP 10, 11, 12

Ludovic Goudenège

Chargé de Recherche CNRS

Fédération de Mathématiques de CentraleSupélec.

Bâtiment Bouygues. Laboratoire MICS. Bureau SC.102.

goudenege@math.cnrs.fr

Des questions?

daskit.com/cip19-20 puis section "Amphi 10".

Support

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

Quelques éléments des CMs et TDs précédents

- Théorème de convergence dominée (continuité, dérivabilité, etc.)
- Changement de variables multi-dimensionnel
- Indépendance de variables aléatoires réelles
- Produit de convolution dans L¹
- Lemme de Riemann-Lebesgue
- Théorème IX.1.6 d'inversion de Fourier dans L¹

Programme

- Fonctions caractéristiques de vecteurs aléatoires
- Théorème d'inversion des fonctions caractéristiques
- Critère d'indépendance de variables aléatoires
- Régularité L^p de variables aléatoires
- Vecteurs gaussiens
- Caractérisation des vecteurs gaussiens

Objectifs de la séance

- je suis capable d'exprimer une condition nécessaire et suffisante d'indépendance de variables aléatoires en terme de fonctions caractéristiques
- je comprends la définition d'un vecteur gaussien et je ne le confonds pas avec un vecteur composé de variables réelles de loi normale
- je sais reconnaître qu'un vecteur est gaussien, à partir de la forme de sa fonction caractéristique ou de sa densité
- je sais exprimer la condition nécessaire et suffisante d'indépendance des composantes d'un vecteur gaussien en terme de matrice de covariance
- je maîtrise les changements de variables impliquant des vecteurs gaussiens

• Variable aléatoire dans \mathbb{R}^d : fonction mesurable

$$X: (\Omega, \mathcal{F}) \to (\mathbb{R}^d, \mathcal{B}(\mathbb{R}^d)).$$

ullet Loi de X : mesure de probabilité \mathbb{P}_X sur $\mathcal{B}(\mathbb{R}^d)$

$$\forall B \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^d), \quad \mathbb{P}_X(B) = \mathbb{P}[X^{-1}(B)] = \mathbb{P}\{\omega : X(\omega) \in B\}.$$

• Théorème de transfert : pour une fonction $h: \mathbb{R}^d \to \mathbb{R}$ mesurable telle que $\int_{\Omega} |h(X(\omega))| \ \mathbb{P}(d\omega) < +\infty$,

$$\int_{\Omega} h(X(\omega)) \ \mathbb{P}(d\omega) = \int_{\mathbb{R}^d} h(x) \ \mathbb{P}_X(dx).$$

Rappel : indépendance entre les variables aléatoires $X:\Omega \to \mathbb{R}$ et $Y:\Omega \to \mathbb{R}$

• $\forall B, B' \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$,

$$\mathbb{P}(X \in B, Y \in B') = \mathbb{P}(X \in B) \mathbb{P}(Y \in B').$$

• $\forall B, B' \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$,

$$\mathbb{P}_{(X,Y)}(B \times B') = \mathbb{P}_X(B) \mathbb{P}_Y(B').$$

- $\bullet \ \mathbb{P}_{(X,Y)} = \mathbb{P}_X \otimes \mathbb{P}_Y.$
- Pour toutes fonctions $f: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ et $g: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ mesurables bornées, on a

$$\mathsf{E}[f(X)g(Y)] = \mathsf{E}[f(X)] \; \mathsf{E}[g(Y)].$$

Rappel: indépendance de X_1, \ldots, X_n

Définition IV.4.5 (Indépendance)

Indépendance d'évènements : Pour tout $n \in \mathbb{N}$, les évènements $A_1, \ldots, A_n \in \mathcal{F}$ sont **indépendants** si pour tout $\mathcal{J} \subseteq \{1, \ldots, n\}$,

$$\mathbb{P}\big(\bigcap_{k\in\mathcal{J}}A_k\big)=\prod_{k\in\mathcal{J}}\mathbb{P}(A_k).$$

2 Indépendance de variables aléatoires : X_1, \ldots, X_n sont indépendantes si $\forall (B_1, \ldots, B_n) \in \mathcal{E}_1 \times \cdots \times \mathcal{E}_n$

$$\mathbb{P}\left(\left\{X_1 \in B_1\right\} \cap \cdots \cap \left\{X_n \in B_n\right\}\right) = \prod_{k=1}^n \mathbb{P}\left(X_k \in B_k\right).$$

Définition X.1.1

On appelle fonction caractéristique d'un vecteur aléatoire X à valeurs dans \mathbb{R}^d l'application $\varphi_X : \mathbb{R}^d \to \mathbb{C}$ définie par

$$t\mapsto \varphi_X(t)=\mathsf{E}\big[e^{i\langle t,X\rangle}\big]=\int_{\mathbb{R}^d}e^{i\langle t,x\rangle}P_X(dx)$$

- $\varphi_X(0) = 1$ et pour tout $t \in \mathbb{R}^d$, $|\varphi_X(t)| \leq 1$.
- Pour tout $\lambda \in \mathbb{R}$ et tout $a \in \mathbb{R}^d$, $\varphi_{\lambda X+a}(t) = e^{iat} \varphi_X(\lambda t)$.
- φ_X est une fonction semi-positive, i.e. pour tous $n \geq 1$ et tous $t_1,\ldots,t_n\in\mathbb{R}^d$, on a

$$\forall z_1,\ldots,z_n\in\mathbb{C},\quad \sum_{1\leq j,k\leq n}z_j\,\varphi_X(t_j-t_k)\,\overline{z_k}\geq 0.$$

La fonction caractéristique d'un vecteur aléatoire X à valeurs dans \mathbb{R}^d est continue sur \mathbb{R}^d

Proposition X.1.4

Si la loi de X admet une densité de probabilité, alors

$$\lim_{|t|\to\infty}\varphi_X(t)=0.$$

Théorème X.1.5 (Théorème d'unicité)

Soient deux vecteurs aléatoires X et Y dans \mathbb{R}^d . Elles ont même loi (i.e. $\mathbb{P}_X = \mathbb{P}_Y$) si et seulement si $\varphi_X = \varphi_Y$.

Théorème X.1.6 (Théorème d'inversion)

Soit X un vecteur aléatoire dans \mathbb{R}^d .

Si la fonction caractéristique φ_X est dans $\mathsf{L}^1(\mathbb{R})$, alors X admet la densité $f_X:\mathbb{R}^d\to\mathbb{R}_+$ définie par

$$\forall x \in \mathbb{R}^d, \quad f_X(x) = \frac{1}{(2\pi)^d} \int_{\mathbb{R}^d} \varphi_X(t) e^{-i\langle t, x \rangle} \ \lambda(dt).$$

Théorème X.1.7

Les variables aléatoires réelles X_1, \ldots, X_n sont indépendantes si et seulement si leurs fonctions caractéristiques vérifient

$$\forall t \in \mathbb{R}^n, \quad \varphi_X(t) = \prod_{k=1}^n \varphi_{X_k}(t_k) \quad \text{ où } X = (X_1, \dots, X_n).$$

Soient X_1, \ldots, X_n des vecteurs aléatoires indépendants à valeurs dans \mathbb{R}^d , de lois respectives $\mathbb{P}_{X_1}, \ldots, \mathbb{P}_{X_n}$. La loi de $X_1 + \cdots + X_n$ est donnée par le produit de convolution

$$\mathbb{P}_{X_1 + \dots + X_n} = \mathbb{P}_{X_1} * \dots * \mathbb{P}_{X_n} \text{ et elle a pour fonction caractéristique}$$

$$\varphi_{X_1 + \dots + X_n} = \prod_{i=1}^n \varphi_{X_i}.$$

Soit $p \ge 1$. Soit X une variable aléatoire à valeurs réelles telle que $X \in L^p(\Omega, \mathcal{F}, P)$ (n > 1).

Alors, sa fonction caractéristique φ_X est de classe C^p et

$$\forall t \in \mathbb{R}, \quad \varphi_X^{(p)}(t) = i^p \ \mathsf{E}[X^p e^{itX}].$$

En particulier, $\mathbf{E}[X^p] = i^{-p} \varphi_X^{(p)}(0)$.

Définition X.2.1

Un vecteur aléatoire $X = (X_1, \dots, X_d)$ à valeurs dans \mathbb{R}^d est dit gaussien si toute combinaison linéaire de ses coordonnées suit une loi normale, i.e. si

$$\forall \lambda_1, \dots, \lambda_d \in \mathbb{R}, \quad \sum_{j=1}^d \lambda_j X_j \rightsquigarrow \mathcal{N}(\mu, \sigma^2).$$

Définition X.2.1

Un vecteur aléatoire $X = (X_1, \dots, X_d)$ à valeurs dans \mathbb{R}^d est dit gaussien si toute combinaison linéaire de ses coordonnées suit une loi normale, i.e. si

$$\forall \lambda_1, \dots, \lambda_d \in \mathbb{R}, \quad \sum_{j=1}^d \lambda_j X_j \rightsquigarrow \mathcal{N}(\mu, \sigma^2).$$

Si $X = (X_1, \dots, X_d)$ est un vecteur gaussien, alors X_i est une variable aléatoire réelle gaussienne pour tout 1 < i < d.

Définition X.2.1

Un vecteur aléatoire $X=(X_1,\ldots,X_d)$ à valeurs dans \mathbb{R}^d est dit gaussien si toute combinaison linéaire de ses coordonnées suit une loi normale, i.e. si

$$\forall \lambda_1, \ldots, \lambda_d \in \mathbb{R}, \quad \sum_{j=1}^d \lambda_j X_j \rightsquigarrow \mathcal{N}(\mu, \sigma^2).$$

Si $X = (X_1, ..., X_d)$ est un vecteur gaussien, alors X_j est une variable aléatoire réelle gaussienne pour tout $1 \le j \le d$.

La réciproque est fausse.

Soit $X = (X_1, \dots, X_d)$ un vecteur gaussien de vecteur moyenne $\mu = (\mu_i)_{1 \le i \le d}$ et de matrice de covariances $D = (D_{ik})_{1 \le i,k \le d}$. Sa fonction caractéristique $\varphi_X : \mathbb{R}^d \to \mathbb{C}$ est définie par

$$t \mapsto \varphi_X(t) = \exp\left(i\langle \mu, t \rangle - \frac{1}{2}\langle t, Dt \rangle\right)$$
$$= \exp\left(i\sum_{j=1}^d \mu_j t_j - \frac{1}{2}\sum_{1 \le j, k \le d} t_j D_{jk} t_k\right).$$

Soit $X = (X_1, \dots, X_d)$ un vecteur gaussien de vecteur moyenne $\mu = (\mu_i)_{1 \le i \le d}$ et de matrice de covariances $D = (D_{ik})_{1 \le i,k \le d}$. Sa fonction caractéristique $\varphi_X : \mathbb{R}^d \to \mathbb{C}$ est définie par

$$t \mapsto \varphi_X(t) = \exp\left(i\langle \mu, t \rangle - \frac{1}{2}\langle t, Dt \rangle\right)$$
$$= \exp\left(i\sum_{j=1}^d \mu_j t_j - \frac{1}{2}\sum_{1 \le j,k \le d} t_j D_{jk} t_k\right).$$

1 Théorème X.1.5 : φ_X caractérise la loi de X;

Soit $X = (X_1, \dots, X_d)$ un vecteur gaussien de vecteur moyenne $\mu = (\mu_i)_{1 \le i \le d}$ et de matrice de covariances $D = (D_{ik})_{1 \le i,k \le d}$. Sa fonction caractéristique $\varphi_X : \mathbb{R}^d \to \mathbb{C}$ est définie par

$$t \mapsto \varphi_X(t) = \exp\left(i\langle \mu, t \rangle - \frac{1}{2}\langle t, Dt \rangle\right)$$
$$= \exp\left(i\sum_{j=1}^d \mu_j t_j - \frac{1}{2}\sum_{1 \le j, k \le d} t_j D_{jk} t_k\right).$$

- **1** Théorème X.1.5 : φ_X caractérise la loi de X;
- **2** Proposition X.2.2 : μ et D caractérisent φ_X ;

Soit $X = (X_1, ..., X_d)$ un vecteur gaussien de vecteur moyenne $\mu = (\mu_j)_{1 \le j \le d}$ et de matrice de covariances $D = (D_{jk})_{1 \le j,k \le d}$. Sa fonction caractéristique $\varphi_X : \mathbb{R}^d \to \mathbb{C}$ est définie par

$$t \mapsto \varphi_X(t) = \exp\left(i\langle \mu, t \rangle - \frac{1}{2}\langle t, Dt \rangle\right)$$
$$= \exp\left(i\sum_{j=1}^d \mu_j t_j - \frac{1}{2}\sum_{1 \le j, k \le d} t_j D_{jk} t_k\right).$$

- Théorème X.1.5 : φ_X caractérise la loi de X ;
- **2** Proposition X.2.2 : μ et D caractérisent φ_X ;
- **3** On écrit $X \rightsquigarrow \mathcal{N}(\mu, D)$ (cohérent avec $X \rightsquigarrow \mathcal{N}(m, \sigma^2)$ pour une v.a. normale de moyenne m et de variance σ^2).

Théorème X.2.3

Soit $X = (X_1, \dots, X_d)$ un vecteur aléatoire gaussien à valeurs dans \mathbb{R}^d .

Les composantes X_i sont indépendantes si et seulement si la matrice de covariances D de X est diagonale.

Théorème X.2.3

Soit $X = (X_1, \dots, X_d)$ un vecteur aléatoire gaussien à valeurs dans \mathbb{R}^d

Les composantes X_i sont indépendantes si et seulement si la matrice de covariances D de X est diagonale.

Attention : indépendance \neq non-corrélation

Ce résultat est faux si X n'est pas un vecteur gaussien.

Soient $\mu \in \mathbb{R}^d$ et D une matrice $d \times d$ symétrique positive. Alors, il existe un vecteur gaussien à valeurs dans \mathbb{R}^d de moyenne μ et de matrice de covariances D.

Soient $\mu \in \mathbb{R}^d$ et D une matrice $d \times d$ symétrique positive. Les deux assertions suivantes sont équivalentes :

- (i) La matrice D est non-dégénérée, i.e. $\det D \neq 0$,
- (ii) La loi $\mathcal{N}(\mu, D)$ est absolument continue par rapport à la mesure de Lebesgue sur \mathbb{R}^d .

Dans ce cas, la loi $\mathcal{N}(\mu, D)$ a pour densité

$$x \mapsto \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^d \det D}} \exp \left[-\frac{1}{2} \langle x - \mu, D^{-1}(x - \mu) \rangle \right]$$

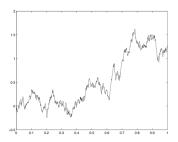
où D^{-1} est l'inverse de la matrice D.

Conclusion: ouverture vers les deux derniers chapitres

- Suites de variables aléatoires
- Différentes notions de limites
- Loi forte des grands nombres
- Théorème Central Limite

Conclusion: ouverture vers les deux derniers chapitres

Mouvement brownien W



 Représentation probabiliste des EDPs, via la formule de Feynman-Kac :

Ex : $u(t,x) := \mathbb{E}[f(x+W_t)]$ est solution de l'équation de la chaleur

$$\begin{cases} \partial_t u - \frac{1}{2} \Delta u = 0 & \text{on } \mathbb{R}_+ \times \mathbb{R}^d \\ u(0, x) = f(x) & \text{on } \mathbb{R}^d. \end{cases}$$

Références bibliographiques

- T. Gallouët, R. Herbin. Mesure, intégration, probabilités.
 https://www.i2m.univ-amu.fr/perso/thierry.gallouet/licence.d/mes-int-pro.pdf
- O. Garet. Intégration et probabilités.
 http://www.iecl.univ-lorraine.fr/~Olivier.Garet/cours/ip/ip-2016-2017.pdf
- J.-F. Le Gall. Intégration, probabilités et processus aléatoires. https://www.math.u-psud.fr/~jflegall/IPPA2.pdf
- W. Rudin. Real and Complex Analysis. McGraw-Hill.