

*Fonction caractéristique d'une variable aléatoire*

La fonction caractéristique  $\varphi_X$  d'une variable aléatoire  $X$  sur  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ , définie par

$$(*) \quad \varphi_X(t) = E e^{itX} = \int_{\Omega} e^{itX(\omega)} dP(\omega) = \int_{\mathbb{R}} e^{itx} dP_X(x),$$

est une fonction continue de  $t \in \mathbb{R}$ , par les théorèmes de continuité sous l'intégrale : en effet, la fonction sous (disons) la deuxième intégrale de (\*), à savoir

$$f(t, \omega) = e^{itX(\omega)}$$

est continue en  $t$  et admet la majoration-égalité suivante pour son module,

$$|f(t, \omega)| = |e^{itX(\omega)}| = 1,$$

majorant indépendant du paramètre  $t$  ; ce majorant est une fonction constante, intégrable par rapport à la mesure finie  $P$ , donc le théorème de continuité s'applique à l'intégrale fonction de  $t$ .

La fonction  $\varphi_X$  est bornée par 1,

$$|\varphi_X(t)| = \left| \int_{\Omega} e^{itX(\omega)} dP(\omega) \right| \leq \int_{\Omega} |e^{itX(\omega)}| dP(\omega) = \int_{\Omega} dP(\omega) = 1,$$

et le maximum du module de  $\varphi_X$  est atteint au point  $t = 0$ ,

$$\varphi_X(0) = E e^0 = 1.$$

Pour voir si on peut dériver  $\varphi_X$ , on regarde la dérivée partielle de la fonction  $f(t, \omega)$  mentionnée plus haut, à savoir

$$\frac{\partial f}{\partial t}(t, \omega) = iX(\omega) e^{itX(\omega)} ;$$

la majoration du module de cette dérivée partielle va de soi,

$$|iX(\omega) e^{itX(\omega)}| = |X(\omega)|.$$

Le théorème de la théorie de Lebesgue donne : pour que  $\varphi_X$  soit dérivable, il suffit que  $X$  soit intégrable ; dans ce cas,

$$\varphi'_X(t) = i E(X e^{itX}) = i \int_{\Omega} X(\omega) e^{itX(\omega)} dP(\omega) = i \int_{\mathbb{R}} x e^{itx} dP_X(x).$$

En fait, la fonction caractéristique est de classe  $C^1$  dans ce cas, car la dérivée partielle  $\frac{\partial f}{\partial t}$  est continue par rapport à  $t$ , donc  $\varphi'_X$  est continue par le théorème de continuité.

On peut continuer à dériver : si  $E|X|^n < +\infty$  pour un entier  $n \geq 1$ , alors  $\varphi_X$  est de classe  $C^n$  ; en particulier, quand  $X \in L^2$ ,

$$\varphi''_X(t) = -E X^2 e^{itX}.$$

Quand  $X$  a des moments de tous les ordres  $n$ , la fonction  $\varphi_X$  est de classe  $C^\infty$  et

$$\forall n \geq 0, \quad \varphi_X^{(n)}(0) = i^n E X^n.$$

Rappel-exemple : v.a.  $U$  uniforme sur  $[-1, 1]$ . Dans ce cas tous les moments existent, et de plus la fonction caractéristique  $\varphi_U$  est non seulement  $C^\infty$ , mais analytique, somme d'une série entière de rayon de convergence  $+\infty$  ; en effet, on a calculé

$$\varphi_U(t) = \frac{\sin t}{t} = \sum_{n=0}^{+\infty} (-1)^n \frac{t^{2n}}{(2n+1)!}.$$

On vérifie que le développement en série de Taylor

$$\varphi_U(0) + \frac{\varphi_U''(0)}{2} t^2 + \dots = 1 - \frac{t^2}{6} + \dots$$

redonne  $EU = 0$ ,  $EU^2 = -\varphi_U''(0) = 1/3$ .

Dans le cas de la loi gaussienne centrée réduite, ou de sa densité

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

on a vu que

$$\widehat{g}(t) = \int_{\mathbb{R}} e^{-itx} e^{-x^2/2} \frac{dx}{\sqrt{2\pi}} = e^{-t^2/2}.$$

Comme  $\widehat{g}$  est proportionnelle à  $g$ , on retrouve évidemment la fonction  $g$  à partir de sa transformée de Fourier, en récrivant (compte tenu de la parité des fonctions) l'égalité précédente sous la forme

$$e^{-x^2/2} = \int_{\mathbb{R}} e^{itx} \widehat{g}(t) \frac{dt}{\sqrt{2\pi}} ;$$

on a donc

$$g(x) = \int_{\mathbb{R}} e^{itx} \widehat{g}(t) \frac{dt}{2\pi} ;$$

on verra que ce n'est pas un phénomène isolé : c'est un cas particulier de la *formule d'inversion de Fourier*.

On va modifier légèrement l'énoncé du théorème annoncé la dernière fois. On a eu l'occasion de dire qu'il y a eu un peu de flottement entre deux définitions possibles de la fonction de répartition,

$$P(X \leq t) \quad \text{ou bien} \quad P(X < t) ;$$

le choix qui a été fait,  $F_X(t) = P(X \leq t)$ , donne une fonction de répartition continue à droite, comme on l'a démontré dans le cours. Dans un souci de conciliation, on aurait pu prendre (on ne l'a pas fait, et pour de bonnes raisons)

$$F_X^*(t) = \frac{P(X < t) + P(X \leq t)}{2}.$$

Ce choix pourrait sembler raisonnable, mais il a le défaut de n'être continu, ni à droite, ni à gauche. Néanmoins, on a

$$(**) \quad F_X(t) = \lim_{h \searrow 0} F_X^*(t+h),$$

donc cette fonction symétrisée  $F_X^*$  détermine aussi la loi de  $X$  ; on a en effet pour tout réel  $h > 0$ ,

$$F_X(t) = P(X \leq t) \leq P(X < t + h) \leq F_X^*(t + h) \leq P(X \leq t + h) = F_X(t + h) ;$$

cet encadrement et la continuité à droite de  $F_X$  prouvent l'égalité (\*\*\*) ci-dessus.

On va montrer un résultat d'inversion de Fourier pour les mesures. On y a fait le choix contestable de tout exprimer dans le langage des probabilités : une mesure  $\mu$  de masse 1 sur  $\mathbb{R}$  est vue comme la loi  $\mu = P_X$  d'une variable aléatoire  $X$ , et la considération de la transformée de Fourier de  $\mu$  est équivalente à la considération de la fonction caractéristique  $\varphi_X$ . On va chercher à calculer la mesure des intervalles  $]a, b]$  pour  $\mu$ , exprimée à partir de la fonction de répartition  $F_X$  comme  $F_X(b) - F_X(a)$ . En réalité, c'est la fonction symétrisée  $F_X^*$  qui va apparaître.

**Théorème.** *Pour tous réels  $a < b$ , on a*

$$F_X^*(b) - F_X^*(a) = \lim_{\varepsilon \searrow 0} \int_a^b \left( \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} \varphi_X(v) e^{-\varepsilon^2 v^2 / 2} e^{-ivx} dv \right) dx.$$

L'apparition du noyau gaussien dans la formule n'est pas une fatalité : on aurait pu utiliser d'autres fonctions dont on aurait vérifié d'avance que la transformée de Fourier donne une densité de probabilité sur  $\mathbb{R}$ , par exemple

$$k(v) = \frac{1}{2\pi} e^{-|v|}$$

dont la transformée de Fourier  $\widehat{k}$  est la *densité de Cauchy*

$$x \in \mathbb{R} \rightarrow \frac{1}{\pi(1+x^2)}.$$

On obtiendrait alors par la même preuve la formule

$$F_X^*(b) - F_X^*(a) = \lim_{\varepsilon \searrow 0} \int_a^b \left( \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} \varphi_X(v) e^{-\varepsilon|v|} e^{-ivx} dv \right) dx.$$

Ce qui est nécessaire, c'est d'introduire un facteur qui fait converger les intégrales, qui ne seraient pas en général convergentes.

**Remarque.** La loi de Cauchy, comme la loi gaussienne, est symétrique par rapport à 0 (leurs densités sont des fonctions paires). Il en résulte, pour une v.a. de Cauchy ou une v.a. gaussienne  $Y$ , que  $P(Y > 0) = P(Y \leq 0) = 1/2$  ; en effet

$$P(Y > 0) = \int_0^{+\infty} e^{-x^2/2} \frac{dx}{\sqrt{2\pi}} = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-x^2/2} \frac{dx}{\sqrt{2\pi}} = \frac{1}{2}.$$

C'est ce  $1/2$  qui va faire apparaître la demi-somme qui est dans la définition de  $F_X^*$ .

**Lemme.** Si  $Y$  est une variable aléatoire gaussienne centrée indépendante de  $X$ , on a

$$F_X^*(b) - F_X^*(a) = \lim_{\varepsilon \searrow 0} P(\{a < X + \varepsilon Y \leq b\}).$$

*Preuve du lemme.* — Si  $x, y$  sont des réels quelconques, on vérifie que

$$\mathbf{1}_{\{a < x + \varepsilon y \leq b\}} \xrightarrow{\varepsilon \searrow 0} \mathbf{1}_{(x=a) \& (y>0)} + \mathbf{1}_{a < x < b} + \mathbf{1}_{(x=b) \& (y \leq 0)}.$$

Quand  $\varepsilon \searrow 0$ , on a donc en tout point  $\omega$  de  $\Omega$

$$\mathbf{1}_{\{a < X(\omega) + \varepsilon Y(\omega) \leq b\}} \rightarrow \mathbf{1}_{(X(\omega)=a) \& (Y(\omega)>0)} + \mathbf{1}_{\{a < X(\omega) < b\}} + \mathbf{1}_{(X(\omega)=b) \& (Y(\omega) \leq 0)},$$

qui tend en étant dominé par la constante 1, intégrable pour  $P$ . On a donc

$$P(\{a < X + \varepsilon Y \leq b\}) \rightarrow P((X = a) \& (Y > 0)) + P(\{a < X < b\}) + P((X = b) \& (Y \leq 0))$$

On a dit que  $P(Y > 0) = P(Y \leq 0) = 1/2$ , et on continue le calcul de la limite, égale à

$$\begin{aligned} & \frac{1}{2} P(X = a) + P(\{a < X < b\}) + \frac{1}{2} P(X = b) = \\ & = \frac{P(a \leq X < b) + P(a < X \leq b)}{2} = F_X^*(b) - F_X^*(a). \end{aligned}$$

*Preuve du théorème.* — On suppose que l'espace  $\Omega$  est assez riche pour qu'on puisse définir sur  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  une variable gaussienne  $Y$  (centrée réduite) indépendante de  $X$  (voir remarque plus bas). D'après le lemme précédent, il suffit de montrer que pour tout  $\varepsilon > 0$ , on a

$$P(a < X + \varepsilon Y \leq b) = \int_a^b \left( \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} \varphi_X(v) e^{-\varepsilon^2 v^2 / 2} e^{-i v z} dv \right) dz.$$

La loi du couple  $(X, Y)$  est le produit des deux lois, donc

$$p(a, b) := P(\{a < X + \varepsilon Y \leq b\}) = \int_{\mathbb{R}^2} \mathbf{1}_{\{a < x + \varepsilon y \leq b\}} e^{-y^2 / 2} \frac{dy}{\sqrt{2\pi}} dP_X(x).$$

En injectant la représentation par Fourier de la densité gaussienne, on obtient

$$p(a, b) = \int_{\mathbb{R}^2} \mathbf{1}_{\{a < \varepsilon y + x \leq b\}} \left( \int_{\mathbb{R}} \frac{1}{2\pi} e^{-u^2 / 2} e^{-i u y} du \right) dy dP_X(x).$$

Cette intégrale en trois variables peut être traitée par Fubini, car la fonction de trois variables

$$h(x, y, u) = \mathbf{1}_{\{a < \varepsilon y + x \leq b\}} e^{-u^2 / 2} e^{-i u y}$$

est borélienne et intégrable sur  $\mathbb{R}^3$  par rapport à la mesure considérée,

$$\begin{aligned} & \int_{\mathbb{R}^3} \mathbf{1}_{\{a < \varepsilon y + x \leq b\}} e^{-u^2 / 2} |e^{-i u y}| dy du dP_X(x) = \\ & = \int_{\mathbb{R}} \left( \int_{\mathbb{R}^2} \mathbf{1}_{\{a < \varepsilon y + x \leq b\}} e^{-u^2 / 2} dy du \right) dP_X(x) = \frac{b-a}{\varepsilon} \sqrt{2\pi} < +\infty. \end{aligned}$$

On écrit par conséquent avec Fubini

$$p(a, b) = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} \left( \int_{\mathbb{R}^2} \mathbf{1}_{\{a < \varepsilon y + x \leq b\}} e^{-u^2/2} e^{-iuy} dy du \right) dP_X(x),$$

et pour  $x$  fixé, par le changement de variables affine  $(y, u) \in \mathbb{R}^2 \rightarrow (z, v) = (\varepsilon y + x, u/\varepsilon)$  de déterminant égal à 1, on a  $(z - x)v = yu$ ,  $dz dv = dy du$  et on obtient, après ce changement dans l'intégrale double intérieure,

$$p(a, b) = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} \left( \int_{\mathbb{R}^2} \mathbf{1}_{\{a < z \leq b\}} e^{-\varepsilon^2 v^2/2} e^{-iv(z-x)} dz dv \right) dP_X(x);$$

puis, à nouveau par un Fubini que le lecteur justifiera,

$$\begin{aligned} P(\{a < X + \varepsilon Y \leq b\}) &= \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}^2} \mathbf{1}_{\{a < z \leq b\}} e^{-\varepsilon^2 v^2/2} e^{-ivz} \left( \int_{\mathbb{R}} e^{ivx} dP_X(x) \right) dz dv \\ &= \int_a^b \left( \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-\varepsilon^2 v^2/2} e^{-ivz} \varphi_X(v) dv \right) dz, \end{aligned}$$

ce qui termine la preuve du théorème.

**Remarque.** On peut toujours « enrichir » l'espace  $\Omega$  pour introduire la variable gaussienne de la preuve précédente. Il suffit de remplacer  $\Omega$  par  $\Omega_1 = \Omega \times \mathbb{R}$ , muni de la tribu produit  $\mathcal{F} \otimes \mathcal{B}$  et de la probabilité produit tensoriel  $P \otimes \gamma$ , où  $\gamma$  est la probabilité gaussienne centrée réduite sur  $\mathbb{R}$ . Pour  $\omega_1 = (\omega, x) \in \Omega_1$ , on pose

$$X_1(\omega_1) = X(\omega), \quad Y(\omega_1) = x.$$

Alors  $Y$  est gaussienne, indépendante de  $X_1$ , et  $X_1$  a la même loi que  $X$ .

**Proposition.** Si  $\mu$  et  $\nu$ , mesures positives finies sur  $(\mathbb{R}, \mathcal{B}_{\mathbb{R}})$ , ont la même transformée de Fourier, elles sont égales. Plus précisément, pour tous les réels  $a < b$  on a

$$\mu([a, b]) + \mu([a, b[) = 2 \lim_{\varepsilon \searrow 0} \int_a^b \left( \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{itx - \varepsilon^2 t^2/2} \widehat{\mu}(t) dt \right) dx.$$

*Preuve.* — Si  $\mu(\mathbb{R}) = \widehat{\mu}(0) = 0$ , c'est trivial, sinon on multiplie par un coefficient pour avoir une probabilité. On pose  $\Omega = \mathbb{R}$ ,  $\mathcal{F}$  la tribu borélienne et  $P = \mu$ ; la loi de  $X : x \in \Omega \rightarrow x \in \mathbb{R}$  est égale à  $\mu$ , et on applique le résultat précédent avec les adaptations nécessaires (ou bien on refait tous les calculs de la preuve du théorème en changeant de langage).

**Proposition.** La transformation de Fourier est injective sur  $L^1(\mathbb{R})$ .

*Preuve.* — La transformation de Fourier est linéaire sur  $L^1(\mathbb{R})$ , il suffit donc de vérifier que son noyau ne contient que le vecteur nul de  $L^1(\mathbb{R})$ . Si  $f$  est à valeurs complexes, on note que

$$\int_{\mathbb{R}} e^{-itx} \overline{f(x)} dx = \overline{\int_{\mathbb{R}} e^{itx} f(x) dx} = \overline{\widehat{f}(-t)} = 0,$$

donc la fonction conjuguée  $\overline{f}$  a une transformée de Fourier nulle; il en résulte que les transformées des fonctions réelles  $\operatorname{Re} f = (f + \overline{f})/2$  et  $\operatorname{Im} f$  sont nulles aussi. Il suffit

maintenant de traiter le cas de fonctions à valeurs réelles : l'injectivité dans le cas réel donnera  $\operatorname{Re} f = \operatorname{Im} f = 0$ , donc  $f = 0$ .

Si  $f$  est réelle, intégrable et  $\widehat{f} = 0$ , on a pour tout  $t$

$$0 = \int_{\mathbb{R}} e^{-itx} f(x) dx = \int_{\mathbb{R}} e^{-itx} f^+(x) dx - \int_{\mathbb{R}} e^{-itx} f^-(x) dx,$$

ce qui montre que les mesures positives finies  $d\mu^+(x) = f^+(x) dx$  et  $d\mu^-(x) = f^-(x) dx$  ont la même transformée de Fourier, donc ces deux mesures sont égales sur la tribu borélienne de  $\mathbb{R}$ . Posons

$$A = \{f \geq 0\} \in \mathcal{B}_{\mathbb{R}};$$

alors,

$$\int_{\mathbb{R}} f^+(x) dx = \int_{\mathbb{R}} \mathbf{1}_A(x) f^+(x) dx = \mu^+(A) = \mu^-(A) = \int_{\mathbb{R}} \mathbf{1}_A(x) f^-(x) dx = 0,$$

car la fonction  $\mathbf{1}_A f^-$  est nulle ; il en résulte que  $f^+$  est nulle presque partout, et de même pour  $f^-$  en travaillant avec  $\{f \leq 0\}$ . On a bien montré que  $f = 0_{L^1}$ .