

24 - DENSITÉS D'UN VECTEUR ALÉATOIRE

(AJOUT DU § 6)

www.daniel-saada.eu

Un vecteur aléatoire est une variable aléatoire à valeurs dans un espace \mathbb{R}^n , définie sur un triplet (Ω, \mathcal{T}, p) . On désignera par \mathcal{B}^n la tribu des boréliens de \mathbb{R}^n , par $\pi_i : (x_1, \dots, x_n) \rightarrow x_i$ les projections de \mathbb{R}^n sur \mathbb{R} , par $\langle t, x \rangle = \sum_{i=1}^n t_i x_i$ le produit scalaire dans \mathbb{R}^n , par $\|t\|$ la norme de t , ou $|t|$ s'il n'y a pas d'ambiguïté.

Une variable aléatoire à valeurs dans \mathbb{R}^n est une application mesurable X de (Ω, \mathcal{T}, p) dans $(\mathbb{R}^n, \mathcal{B}^n)$: X est donc une application de Ω dans \mathbb{R}^n telle que $X^{-1}(B) \in \mathcal{T}$ pour tout borélien B de \mathbb{R}^n ; il suffit que B soit un pavé borélien $B_1 \times \dots \times B_n$ car ces pavés engendrent \mathcal{B}^n .

Si $X = (X_1, \dots, X_n)$ est un vecteur aléatoire, chacune des coordonnées X_i est mesurable car $X_i = \pi_i \circ X$.

Réciproquement, si X_1, \dots, X_n sont n variables aléatoires réelles, (X_1, \dots, X_n) est un vecteur aléatoire de \mathbb{R}^n car si $B = B_1 \times \dots \times B_n$ est le produit de n boréliens, $X^{-1}(B)$ est l'intersection des boréliens $X_i^{-1}(B_i)$.

1) Les notions de base

a) Loi de probabilité de $X = (X_1, \dots, X_n)$

On pose $p_X(B) = p(X^{-1}(B))$ quand $B \in \mathcal{B}^n$: p_X est une probabilité sur $(\mathbb{R}^n, \mathcal{B}^n)$, on dit que c'est la loi de X .

La loi de chaque X_i est alors $p_{X_i}(B) = p(X_i^{-1}(B)) = p_X(\pi_i^{-1}(B))$ puisque $X_i^{-1} = X^{-1} \circ \pi_i^{-1}$.

Si $Z = (X, Y)$, avec X et Y indépendantes : $p_Z = p_X \otimes p_Y$ ([mon livre](#), chapitre 13).

b) Densité f_X de $X = (X_1, \dots, X_n)$

On dit que $X = (X_1, \dots, X_n)$ a une densité s'il existe f intégrable et positive sur \mathbb{R}^n telle que

$$p_X(B) = p(X \in B) = \int_B f d\lambda = \int_{\mathbb{R}^n} 1_B(u) f(u) du$$

pour tout borélien B de \mathbb{R}^n , λ étant la mesure de Borel-Lebesgue sur \mathbb{R}^n .

Une densité f est donc une fonction mesurable positive de $(\mathbb{R}^n, \mathcal{B}^n)$ dans $(\mathbb{R}, \mathcal{B}^1)$ et d'intégrale 1.

Si un couple (X, Y) a une densité $f_{X,Y}$, X et Y ont des densités (elles sont donc diffuses) données par

$$f_X(x) = \int_{\mathbb{R}} f_{X,Y}(x, y) dy \quad \text{et} \quad f_Y(y) = \int_{\mathbb{R}} f_{X,Y}(x, y) dx.$$

Quand X et Y sont indépendantes, $f_{X,Y}(x, y) = f_X(x) f_Y(y)$.

Un exemple de couple sans densité. $X = (\cos U, \sin U)$ n'a pas de densité : en effet, le cercle C d'équation $x^2 + y^2 = 1$ est de mesure (surface) nulle, donc on devrait avoir $p(X \in C) = 0$, alors que $p(X \in C) = 1$.

c) Fonction de répartition d'un vecteur du plan

La fonction de répartition F d'un couple (X, Y) est définie par $F(x, y) = p(X \leq x \text{ et } Y \leq y)$; F est croissante en chacune de ses variables et $F(x, y) = p_{X,Y}([-\infty, x] \times [-\infty, y])$. Quand (X, Y) a une densité f ,

$$F(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(s, t) ds dt$$

ce qui prouve que $f(x, y) = \frac{\partial^2 F}{\partial x \partial y}(x, y)$ quand (x, y) est un point de continuité de f .

La fonction de répartition F_X de X s'obtient par $F_X(x) = p(X \leq x) = \lim_{y \rightarrow +\infty} F(x, y) = F(x, +\infty)$; idem avec F_Y .

Le lecteur généralisera sans mal à la fonction de répartition d'un vecteur aléatoire (X_1, \dots, X_n) .

Exemple : fonction de répartition du couple $X = (\cos U, \sin U)$ quand U est uniforme sur $[0, 2\pi[$.

$F(x, y) = p(\cos u \leq x \text{ et } \sin u \leq y)$ vaut évidemment 0 quand $(x \text{ ou } y) \leq -1$ et 1 quand $(x \text{ et } y) \geq 1$;

$F(x, y) = \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \arcsin y$ quand $x \geq 1$ et $-1 \leq y \leq 1$; $F(x, y) = 1 - \frac{1}{\pi} \arccos x$ quand $y \geq 1$ et $-1 \leq x \leq 1$.

On a donc élucidé F à l'extérieur de $] -1, 1[^2$. A l'intérieur de ce carré, $F(x, y)$ vaut, sauf erreur :

| | $y \in [-1, 0]$ | $y \in [0, 1]$ |
|--------------------------------|--|--|
| $-1 \leq x \leq -\sqrt{1-y^2}$ | 0 | $\frac{\pi - \arccos x}{\pi}$ |
| $ x \leq \sqrt{1-y^2}$ | $\frac{\pi/2 + \arcsin x + \arcsin y}{2\pi}$ | $\frac{2\pi + \arccos x - \arcsin y}{2\pi}$ |
| $\sqrt{1-y^2} \leq x \leq 1$ | $\frac{2\pi + 2 \arcsin y}{2\pi}$ | $\frac{\pi - 2 \arccos x + 2 \arcsin y}{2\pi}$ |

Presque partout en (x, y) , F est continue et donc $\frac{\partial^2 F}{\partial x \partial y} = 0$: on retrouve que $X = (\cos U, \sin U)$ est sans densité.

2) Si un vecteur X a une densité, il en est de même de sa norme

a) Cas $n = 2$

En passant aux coordonnées polaires et en utilisant le théorème de Fubini :

$$p(X \in B(0, R)) = \int_B f d\lambda = p(\|X\| \leq R) = \int_0^R \int_0^{2\pi} r f(r \cos \theta, r \sin \theta) dr d\theta.$$

et donc $\|X\|$ a pour densité $R \rightarrow R \int_0^{2\pi} f(R \cos \theta, R \sin \theta) d\theta$ (presque partout).

b) Cas $n = 3$

En passant aux coordonnées sphériques et en utilisant le théorème de Fubini :

$$P(Y \leq r) = \int_0^r \rho^2 d\rho \int_{[0, 2\pi]^2} f(\rho \cos \theta \cos \varphi, \rho \sin \theta \cos \varphi, \rho \sin \varphi | \cos \varphi) d\theta d\varphi.$$

On dérive par rapport à r : la densité de $\|X\|$ est, presque partout :

$$r^2 \int_{[0, 2\pi]^2} f(r \cos \theta \cos \varphi, r \sin \theta \cos \varphi, r \sin \varphi | \cos \varphi) d\theta d\varphi.$$

c) Cas général

Un effort théorique est nécessaire.

E est un espace euclidien réel de dimension n , λ la mesure de Lebesgue sur E : λ est l'unique mesure σ -finie sur la tribu des boréliens de E invariante par translation et valant 1 sur $[0,1]^n$ ¹. On désigne par B la boule unité et S sa sphère unité.

Si h est une homothétie de rapport k : $\lambda(h(A)) = |k|^n \lambda(A)$ pour tout borélien A de E (commencer avec les pavés et finir par les boréliens).

Par conséquent, si A est un borélien de S et si A_r désigne, pour $r > 0$, l'ensemble des tx pour x dans A et t dans $[0, r]$, $\lambda(A_r) = r^n \lambda(A)$ (A_r est un homothétique de A). On pose alors $\sigma(A) = \lambda(A_1)$: σ est une mesure sur S , de masse $\lambda(B) = \pi^{n/2} \int_0^{+\infty} t^{n/2} e^{-t} dt$.

Pour toute fonction h intégrable sur E , l'intégrale de h sur E est égale à l'intégrale double sur $R^+ \times S$ (muni de $dt.d\sigma$) de la fonction qui à (t, x) associe $h(tx)nt^{n-1}$: $\int_E h d\lambda = n \int_{R^+ \times S} h(tx)t^{n-1} dt d\sigma(x)$.

Soit φ l'application de $E - \{0\}$ sur $]0, +\infty[\times S$ définie par $\varphi(x) = (\|x\|, x/\|x\|)$: φ est bijective et continue, φ^{-1} étant $(r, s) \mapsto rs$. D'après le Théorème du transfert : $\int_E (h \circ X) d\lambda = \int_F h d(\lambda \circ X^{-1})$, sous réserve de convergence et X étant mesurable de E dans F .

Si h est intégrable sur E , alors $\int_E h d\lambda = \int_E (h \circ \varphi^{-1}) \circ \varphi d\lambda = \int_{]0, +\infty[\times S} (h \circ \varphi^{-1}) d(\lambda \circ \varphi^{-1})$.

Il ne reste plus qu'à vérifier que la mesure $\lambda \circ \varphi^{-1}$ est la mesure produit $\rho \otimes \sigma$, où ρ est la mesure sur $]0, +\infty[$ de densité nt^{n-1} sur R^+ . Pour ce faire, il suffit d'établir $\lambda \circ \varphi^{-1} = \rho \otimes \sigma$ sur la famille des $I \times A$, où I est un intervalle $]s, r]$ de $]0, +\infty[$ et A un borélien de S , qui engendre les boréliens de $]0, +\infty[\times S$.

Si $s = 0$, $I =]0, r]$ et alors

$$\lambda \circ \varphi^{-1} (]0, r] \times A) = r^n \lambda \circ \varphi^{-1} (]0, 1] \times A) = r^n \sigma(A) = \rho (]0, r]) \sigma(A).$$

Si $s > 0$, $I =]0, r] -]0, s]$ et on opère par additivité.

Soit X une variable aléatoire à valeurs dans R^n euclidien et $Y = \|X\|$ sa norme : si X a une densité f ,

$p(Y \leq r) = p(X \in B(0, r)) = \int_{B(0, r)} f$. Une démonstration analogue prouverait

$$\int_{B(0, r)} f d\lambda = n \int_{]0, r] \times S} f(tx)t^{n-1} dt d\sigma(x) = n \int_0^r t^{n-1} \left(\int_S f(tx) d\sigma(x) \right) dt.$$

En dérivant par rapport à r , une densité de Y est $r \mapsto nr^{n-1} \int_S f(rx) d\sigma(x)$, presque partout.

3) Le théorème du transfert pour un vecteur aléatoire

Si u est une fonction mesurable (*a fortiori* continue) de (R^n, \mathcal{B}^n) dans (R, \mathcal{B}^1) , alors

$$u \circ X \text{ est une variable aléatoire réelle et } \int_{\Omega} (u \circ X) dp = \int_{R^n} u dp_X$$

pourvu que l'un des deux membres soit intégrable (en valeur absolue).

$\int_{\Omega} (u \circ X) dp$ se note $E[u \circ X]$ ou $E[u(X_1, X_2)]$: c'est l'espérance de la variable aléatoire réelle $u \circ X$.

¹ <http://math.univ-lyon1.fr/~villani/Cours/PDFFILES/chap4.pdf>

Quand X a une densité f , $\int_{\mathbb{R}^n} u dp_X = \int_{\mathbb{R}^n} u(x)f(x)dx$; en particulier, $E(e^{i\langle t, X \rangle}) = \int_{\mathbb{R}^n} e^{i\langle t, x \rangle} f(x)dx$.

Si de plus $n = 2$, $\int_{\mathbb{R}^2} u dp_X = \int_{\mathbb{R}^2} u(x, y)f(x, y)dxdy$ et $E[\|X\|]$ s'obtient avec $u(x, y) = \sqrt{x^2 + y^2}$:

$$E[\|X\|] = \int_{\mathbb{R}^2} \sqrt{x^2 + y^2} f(x, y)dxdy.$$

Rappelons qu'on a également $E[\|X\|] = \int_0^{+\infty} (1 - F_{\|X\|}(x))dx$, $F_{\|X\|}$ étant la fonction de répartition de $\|X\|$.

Application. Soit (X, Y) de (Ω, \mathcal{T}, p) dans \mathbb{R}^2 et (X', Y') de $(\Omega', \mathcal{T}', p')$ dans \mathbb{R}^2 ; on suppose X et X' de même loi, Y et Y' de même loi, X et Y indépendantes, X' et Y' indépendantes. Alors,

$$\int_{\Omega} \varphi(X, Y)dp = \int_{\Omega'} \varphi(X', Y')dp' \text{ quand } \varphi \text{ est intégrable de } \mathbb{R}^2 \text{ dans } \mathbb{R}.$$

En effet, les couples (X, Y) et (X', Y') ont même loi car, par exemple, $p_{X, Y} = p_X \otimes p_Y$; ensuite, $\varphi(X, Y)$ et $\varphi(X', Y')$ ont même loi également (revenir à la définition). Le théorème du transfert donne alors l'égalité cherchée. Il en résulte que, quand U et V sont uniformes et indépendantes, à valeurs dans $[0, 2\pi[$, on est en droit d'écrire

$$\int_{\Omega} \varphi(\cos U + \cos V, \sin U + \sin V)dp = \int_{[0, 2\pi]^2} \varphi(\cos u + \cos v, \sin u + \sin v) \frac{dudv}{4\pi^2}$$

en choisissant $\Omega = [0, 2\pi]^2$, $U(u, v) = u$, $V(u, v) = v$, $p = \lambda_2 / 4\pi^2$: U et V sont bien uniformes et indépendantes pour la probabilité p et $\varphi(\cos U + \cos V, \sin U + \sin V)$ est du type $\varphi(U, V)$.

4) La transformation de Fourier pour les fonctions numériques définies sur \mathbb{R}^n

Dans \mathbb{R}^n , le produit scalaire des vecteurs t et x est noté $\langle t, x \rangle$: $\langle t, x \rangle = \sum_1^n t_i x_i$; la norme $\|x\|$ de x sera abrégée en $|x|$ quand aucune confusion ne sera à craindre.

Si f est intégrable sur \mathbb{R}^n , et à valeurs réelles, sa transformée de Fourier, définie de \mathbb{R}^n dans \mathbb{R} , est

$$\hat{f}(t) = \int_{\mathbb{R}^n} e^{i\varepsilon \langle t, x \rangle} f(x)dx \text{ existe sur } \mathbb{R}^n \text{ } (\varepsilon = \pm 1).$$

Si \hat{f} est à son tour intégrable, on a presque partout la formule d'inversion $f(x) = \frac{1}{(2\pi)^n} \int_{\mathbb{R}^n} e^{-i\varepsilon \langle t, x \rangle} \hat{f}(t)dt$.

On peut donner une forme symétrique à cette formule d'inversion quand f et \hat{f} sont intégrables :

$$\text{Si } \hat{f}(t) = \int_{\mathbb{R}^n} e^{2i\pi\varepsilon \langle t, x \rangle} f(x)dx, \text{ alors } f(x) = \int_{\mathbb{R}^n} e^{-2i\pi\varepsilon \langle t, x \rangle} \hat{f}(t)dt \text{ } (\varepsilon = \pm 1).$$

Quand une variable aléatoire X à valeurs dans \mathbb{R}^n a une densité f , $E(e^{i\langle t, X \rangle}) = \int_{\mathbb{R}^n} e^{i\langle t, x \rangle} f(x)dx$;

si $t \rightarrow E(e^{i\langle t, X \rangle})$ est intégrable sur \mathbb{R}^n , alors $\frac{1}{(2\pi)^n} \int_{\mathbb{R}^n} e^{-i\langle t, x \rangle} E(e^{i\langle t, X \rangle})dt$ est une densité de X .

Pour un exemple d'emploi voir mon [article sur les promenades aléatoires](#) :

http://www.daniel-saada.eu/fichiers/21-promenades_aleatoires_planes.pdf

5) Formule des probabilités totales

On veut définir $p(Y \leq a / X = b)$: par exemple limite quand $h \rightarrow 0^+$ de $p(Y \leq a / b \leq X \leq b + h)$ et aboutir, quand le couple (X, Y) a une densité f , à la *formule des probabilités totales dans le cas continu* :

$$p(Y \leq a) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(Y \leq a / X = x) \cdot f_X(x) dx$$

(on remplace dans la formule discrète $p(X = x)$ par $f_X(x)dx$ et on intègre au lieu de sommer).

Par hypothèse, $p(Y \leq a \text{ et } b \leq X \leq b+h) = \int_{x=b}^{b+h} \int_{-\infty}^a f(x, y) dx dy$; par définition,

$$p(Y \leq a / b \leq X \leq b+h) = \frac{p(Y \leq a \text{ et } b \leq X \leq b+h)}{p(b \leq X \leq b+h)} = \frac{\int_{v=-\infty}^a \int_{u=b}^{b+h} f(u, v) du dv}{\int_b^{b+h} f_X(u) du}, \text{ à condition que le}$$

dénominateur reste non nul dans un voisinage de b . Il en est ainsi quand $f_X(b) > 0$: en effet, $\frac{1}{h} \int_b^{b+h} f_X(u) du$

tend vers $f_X(b)$. Comme $\frac{1}{h} \int_b^{b+h} \left(\int_{-\infty}^a f(u, v) dv \right) du \rightarrow \int_{-\infty}^a f(b, v) dv$, $p(Y \leq a / b \leq X \leq b+h)$ a pour limite

$$\frac{\int_{-\infty}^a f(b, v) dv}{f_X(b)} \text{ si } f_X(b) > 0. \text{ Montrons maintenant que } p(Y \leq a / X = b) \cdot f_X(x) = \int_{-\infty}^a f(b, v) dv \text{ pour tout réel } b.$$

Puisque $\frac{p(Y \leq a \text{ et } b \leq X \leq b+h)}{p(b \leq X \leq b+h)} \leq 1$ et $h > 0$, $\frac{1}{h} p(Y \leq a \text{ et } b \leq X \leq b+h) \leq \frac{1}{h} p(b \leq X \leq b+h)$ et leurs

limites sont dans le même ordre : $\int_{-\infty}^a f(b, v) dv \leq f_X(b)$. Il en résulte que $f_X(b) = 0$ implique $\int_{-\infty}^a f(b, v) dv = 0$:

$p(Y \leq a / X = b) \cdot f_X(x) = \int_{-\infty}^a f(b, v) dv$ est donc vraie partout ; reste à prouver que

$$p(Y \leq a) = \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\int_{-\infty}^a f(x, v) dv \right) dx,$$

or $\int_{-\infty}^{+\infty} \left(\int_{-\infty}^a f(x, v) dv \right) dx = \int_{-\infty}^a dv \int_{-\infty}^{\infty} f(x, v) dx = \int_{-\infty}^a f_Y(v) dv = p(Y \leq a)$, la preuve est complète.

6) Une formule pour $E[X / Y]$ quand Y est positive

Nous allons prouver que $E[X / Y] = \int_0^{+\infty} E[X \cdot e^{-tY}] dt$.

En effet, comme $E[X / Y] = \int_{x=-\infty}^{+\infty} \int_{y=0}^{+\infty} x e^{-ty} f(x, y) dx dy$:

$$\int_0^{+\infty} E[X \cdot e^{-tY}] dt = \int_{t=0}^{+\infty} \left(\int_{x=-\infty}^{+\infty} \int_{y=0}^{+\infty} x e^{-ty} f(x, y) dx dy \right) dt$$

Or, $\int_0^{+\infty} e^{-ty} dt = 1 / y$, d'où $\int_0^{+\infty} E[X \cdot e^{-tY}] dt = \int_{x=-\infty}^{+\infty} \int_{y=0}^{+\infty} \frac{x}{y} f(x, y) dx dy = E[X / Y]$.

(Source : Gérard Letac, <http://www.les-mathematiques.net/phorum/read.php?12,836884>)
