

Cours : Vecteurs gaussiens

Nous pouvons définir un vecteur gaussien comme suit.

Définition :

Un vecteur aléatoire $X = (X_1, X_2, \dots, X_d)$ à valeurs dans \mathbb{R}^d est gaussien si et seulement si toute combinaison linéaire de la forme (a, X) , $a \in \mathbb{R}^d$ est une v.a.r. gaussienne.

Si X est un vecteur gaussien sur \mathbb{R}^d de moyenne

$$\mu = \mathbb{E}(X) = (\mathbb{E}(X_1), \mathbb{E}(X_2), \dots, \mathbb{E}(X_d)) \in \mathbb{R}^d$$

et de matrice de covariance

$$K = Cov(X, X) =: (Cov(X_i, X_j))_{1 \leq i, j \leq d},$$

alors on note $X \hookrightarrow \mathcal{N}(\mu, K)$.

Remarques :

1. Si X est un vecteur gaussien, nous déduisons que chacune de ses composantes X_i est une v.a.r. gaussienne.

2. Inversement nous avons le cas particulier suivant :

Soit X_1, X_2, \dots, X_d des v.a.r. gaussiennes et indépendantes alors le vecteur aléatoire $X =: (X_1, X_2, \dots, X_d)$ est aussi gaussien.

Définition : matrice de covariance de deux vecteurs aléatoires

Soit X, Y deux vecteurs aléatoires à carré intégrable et à valeurs dans \mathbb{R}^d et \mathbb{R}^n respectivement la matrice de covariance $Cov(X, Y) = (c_{k,l}, k = 1, \dots, d, l = 1, \dots, n)$ est définie par :

$$c_{k,l} = \mathbb{E}(X_k Y_l) - \mathbb{E}X_k \mathbb{E}Y_l, \text{ pour } k = 1, \dots, d, l = 1, \dots, n.$$

Théorème :

un vecteur aléatoire X sur \mathbb{R}^d est gaussien si et seulement si :

$$\exists (\mu, K) \in \mathbb{R}^d \times \mathcal{M}_{d \times d}$$

tels que K soit symétrique et positive et X ait pour fonction caractéristique

$$\phi_X(u) = e^{i(\mu, u) - \frac{(u, Ku)}{2}}, \quad \forall u \in \mathbb{R}^d$$

De plus

$$\mu = \mathbb{E}(X) \quad K = Cov(X, X) = \mathbb{E}[XX^T] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[X^T]$$

et $\forall a \in \mathbb{R}^d$ la v.a.r. $Y = (a, X)$ (le produit scalaire de a et X) est gaussienne de paramètres $\mathbb{E}(Y) = (a, \mu), Var(Y) = (a, Ka)$.

Notation :

Si X est vecteur gaussien sur \mathbb{R}^d de moyenne $\mu \in \mathbb{R}^d$ et de matrice de covariance K , alors on note $X \hookrightarrow \mathcal{N}_d(\mu, K)$.

Preuve :

Pour $i \in \{1, 2, \dots, d\}$ soit X_i une v.a.r. gaussienne alors X_i est à carré intégrable et par suite le vecteur aléatoire $X = (X_1, X_2, \dots, X_d)$ est aussi à carré intégrable. D'autre part notons que l'on a

$$\forall u \in \mathbb{R}^d, \phi_X(u) = \mathbb{E}[e^{i(u, X)}] = \mathbb{E}[e^{i(u, X) \cdot 1}] = \phi_{X, u}(1).$$

La v.a.r. (u, X) est gaussienne car c'est une combinaison linéaire des X_i qui sont des v.a.r. gaussiennes.

Calculons les paramètres de la loi de (u, X) :

$$\mathbb{E}[(u, X)] = \mathbb{E} \left[\sum_{k=1}^d u_k X_k \right] = \sum_{k=1}^d u_k \mathbb{E}[X_k] = (u, \mu)$$

$$\text{Var}[(u, X)] = \text{Var} \left[\sum_{k=1}^d u_k X_k \right] = \sum_{k,l=1}^d u_k u_l \mathbb{E}[X_k X_l] - \mathbb{E}[X_k] \mathbb{E}[X_l] = (u, \text{Cov}(X, X)u).$$

Alors si on note $K = \text{Cov}(X, X)$ on obtient

$$\phi_{X,u}(1) = e^{i(\mu,u) - \frac{(u, Ku)}{2}}.$$

La réciproque est établie dans l'exercice 1 (TD).

Proposition** :

Étant donné X un vecteur gaussien sur \mathbb{R}^d , $X \hookrightarrow \mathcal{N}_d(m, K)$, pour tout vecteur $b \in \mathbb{R}^r$ et toute matrice $M \in \mathcal{M}_{r \times d}$, le vecteur aléatoire $Y = b + MX$ est gaussien sur \mathbb{R}^r . De plus $\mathbb{E}Y = b + Mm$ et la matrice de covariance de Y est $K_Y = MKM^T$.

Preuve :

Pour tout vecteur $a \in \mathbb{R}^r$, $a^T Y = a^T b + (a^T M)X$ est une v.a.r. gaussienne puisque c'est une transformation linéaire du vecteur gaussien X . Ainsi toute combinaison linéaire de la forme (a, Y) , $a \in \mathbb{R}^r$ est une v.a.r. gaussienne alors Y est un vecteur gaussien.

Notons K_Y la matrice de covariance de Y . Nous avons alors

$$\mathbb{E}(Y) = b + M\mathbb{E}(X) \quad \text{et} \quad K_Y = K_{(MX+b)} = K_{(MX)} = MK_X M^T.$$

Théorème : densité de probabilité d'un vecteur gaussien dans le cas non dégénéré.

Étant donné X un vecteur gaussien sur \mathbb{R}^d , $X \hookrightarrow \mathcal{N}_d(m, K)$, si $\det(K) \neq 0$ alors X admet la densité

$$f_X(x) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{d}{2}} \det(K)^{\frac{1}{2}}} \exp \left(-\frac{1}{2} (x - m)^T K^{-1} (x - m) \right)$$

Preuve : La matrice de covariance K est symétrique positive et comme $\det K \neq 0$ alors il existe une matrice A telle que

$$K = A^T A \quad \text{et} \quad \det(A) = \left(\det(K)^{\frac{1}{2}} \right).$$

De plus A est inversible. Considérons alors un vecteur gaussien $Y \hookrightarrow \mathcal{N}_d(0, Id)$ alors la densité de Y s'écrit (Exercice 2 TD)

$$f_Y(x) = (2\pi)^{-\frac{d}{2}} \exp \left(-\frac{|x|^2}{2} \right).$$

Comme $X = m + AY$ en utilisant la proposition** on déduit que $X \hookrightarrow \mathcal{N}$.

Calcul de la densité de X : pour toute fonction $f \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^d)$,

$$\mathbb{E}(f(X)) = \mathbb{E}(f(m + AY)) = (2\pi)^{-\frac{d}{2}} \int_{\mathbb{R}^d} f(m + Ay) \exp \left(-\frac{|y|^2}{2} \right) dy$$

En utilisant la transformation $\varphi : y = \varphi(x) = A^{-1}(x - m)$ de matrice jacobienne

$$\frac{D(y)}{D(x)} = \det(A^{-1})$$

$$\mathbb{E}(f(X)) = (2\pi)^{-\frac{d}{2}} \det(A^{-1}) \int_{\mathbb{R}^d} f(x) \exp\left(-\frac{1}{2}(x - m)^T (A^{-1})^T A^{-1} (x - m)\right) dx.$$

Or $K^{-1} = (AA^T)^{-1} = (A^{-1})^T A^{-1}$ alors

$$f_X(x) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{d}{2}} \det(K)^{-\frac{1}{2}}} \exp\left(-\frac{1}{2}(x - m)^T K^{-1} (x - m)\right).$$

Théorème : vecteurs gaussiens et indépendance**

Soit (X, Y) un vecteur gaussien sur \mathbb{R}^n alors les vecteurs aléatoires X et Y de support \mathbb{R}^p et \mathbb{R}^q respectivement ($p + q = n$) sont indépendants si et seulement si $Cov(X, Y) = 0$.

Preuve :

Si $Cov(X, Y) = 0$ en posant

$$\mathbb{E}(X) = \mu_X, \mathbb{E}(Y) = \mu_Y \quad \text{et} \quad K_X = Cov(X, X), K_Y = Cov(Y, Y), K_{(X,Y)} = Cov(X, Y)$$

Pour tout $u \in \mathbb{R}^p, v \in \mathbb{R}^q$ le calcul de la fonction caractéristique du vecteur (X, Y) donne

$$\phi_{(X,Y)}(u, v) = \mathbb{E} \left[e^{i((u,v), (X,Y))} \right] = \exp \left[i(u, \mu_X) + i(v, \mu_Y) - \frac{1}{2} \left((u, K_X u) + (v, K_Y v) + 2(u, K_{(X,Y)} v) \right) \right].$$

Comme $K_{(X,Y)} = 0$ on a

$$\phi_{(X,Y)}(u, v) = \exp \left[i(u, \mu_X) + i(v, \mu_Y) - \frac{1}{2} \left((u, K_X u) + (v, K_Y v) \right) \right] = \phi_X(u) \phi_Y(v).$$

Nous déduisons alors l'indépendance des variables X et Y .

La réciproque est toujours vraie.