

Compte rendu du TP n° 1 Statistiques computationnelle

Maria Cherifa

22 octobre 2020

Exercice 1 :

Soit R une variable aléatoire avec une Rayleigh distribution avec un paramètre 1 et θ avec une distribution uniforme sur $[0, 2\pi]$, R et θ sont indépendantes.

1- Nous voulons prouver que $X = R \cos(\theta)$ et $Y = R \sin(\theta)$ suivent une loi Normale centrée réduite et X et Y sont indépendants. En effet ici nous pouvons utiliser la notion de vecteur gaussien, considérons une fonction h une fonction mesurable et calculons :

$$\begin{aligned} E(h(X, Y)) &= E(h(R \cos(\theta), R \sin(\theta))) \\ &= \int_0^{+\infty} \int_0^{2\pi} h(r \cos(\theta), r \sin(\theta)) r e^{-\frac{r^2}{2}} \frac{1}{2\pi} dr d\theta \end{aligned}$$

On utilise un changement de variable en coordonnées polaires et on trouve :

$$\begin{aligned} E(h(X, Y)) &= \int \int_{\mathbf{R}^2} h(x, y) \frac{e^{-\frac{x^2+y^2}{2}}}{2\pi} dx dy \\ &= E(h(N_1, N_2)) \end{aligned}$$

On constate bien que $\begin{pmatrix} N_1 \\ N_2 \end{pmatrix} \sim \mathcal{N}\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, I_2\right)$. Donc X et Y forment un vecteur gaussien on déduit alors que X et Y sont indépendants.

2- Construction d'un algorithme pour simuler des gaussiennes indépendantes :

Etape 1 : simuler une uniforme sur $[0, 2\pi]$.

Etape 2 : simuler une loi R .

Etape 3 : Calculer le vecteur $(R \cos(\theta), R \sin(\theta))$.

Si on sait simuler une uniforme alors on peut déduire la simulation de la loi de R , en effet on a :

$$\begin{aligned} P(r \geq R) &= F_R(r) \\ &= \int_0^{+\infty} r e^{-\frac{r^2}{2}} dr = 1 - e^{-\frac{r^2}{2}} \end{aligned}$$

donc $R \sim F_R^{-1}(U) \sim \sqrt{-2 \log(1-U)}$ ou $U \sim \mathcal{U}([0, 1])$, donc on peut simuler R à partir de U .

3-(a)- On cherche la loi de (V_1, V_2) à la fin de la boucle c'est à dire $\text{loi}((V_1, V_2)) \sim \text{loi}((V_1, V_2)/\sqrt{V_1^2 + V_2^2} < 1)$, de plus $V_1 = 2U_1 - 1$ et $V_2 = 2U_2 - 1$ et U_1 et U_2 sont indépendantes ce qui implique que V_1 et V_2 le sont aussi, on peut alors déduire alors que V_1 et V_2 sont aussi des uniformes sur $[0, 1]$.

(b)- On veut voir que T et V sont indépendantes et calculer leurs lois. Prouvons d'abord l'indépendance de V et T , soit h une fonction mesurable alors :

$$\begin{aligned} E(h(T, V)) &= E\left(h\left(\frac{V_1}{\sqrt{V_1^2 + V_2^2}}, (V_1^2 + V_2^2)\right)\right) \\ &= \int h\left(\frac{v_1}{\sqrt{v_1^2 + v_2^2}}, (v_1^2 + v_2^2)\right) f_{V_1, V_2}(v_1, v_2) dv_1 dv_2 \end{aligned}$$

on sait que $f_{V_1, V_2}(v_1, v_2) = \frac{1}{\pi} \mathbf{1}_{v_1^2 + v_2^2 \leq 1}$

$$E(h(T, V)) = \int_{v_1^2 + v_2^2 \leq 1} h\left(\frac{v_1}{\sqrt{v_1^2 + v_2^2}}, (v_1^2 + v_2^2)\right) dv_1 dv_2$$

En utilisant le changement de variable suivant $v_1 = t \sqrt{v}$ et $v_2 = \sqrt{v} \sqrt{1-t^2}$, le déterminant du jacobien de cette transformation est égal à $\frac{1}{2\sqrt{1-t^2}}$, donc l'intégrale devient :

$$E(h(T, V)) = 2 \int_{-1}^1 \int_0^1 \frac{1}{\pi} h(t, v) \frac{1}{2\sqrt{1-t^2}} dv dt$$

On peut du coup déduire que $f_{T, V}(t, v) = \frac{1}{\pi \sqrt{1-t^2}} \mathbf{1}_{[-1, 1]}(t) \times \mathbf{1}_{[0, 1]}(v)$ donc on voit bien que $f_{T, V}(t, v) = f_T(t) \times f_V(v)$ et donc T et V sont indépendantes. De plus $f_V(v) = \mathbf{1}_{[0, 1]}(v)$ ce qui implique que V suit une loi uniforme sur $[0, 1]$. Pour T , considérons h une fonction mesurable on a alors :

$$E(h(T)) = \int_{-1}^1 h(t) \frac{1}{\pi \sqrt{1-t^2}} dt$$

avec le changement de variables : $\theta = \arccos t$ et donc $d\theta = \frac{1}{\sqrt{1-t^2}} dt$, et l'intégrale précédente devient :

$$E(h(T)) = \int_0^\pi h(\cos \theta) \frac{1}{\pi} d\theta$$

Donc on constate que $T \sim \cos \theta$.

(c)- $S = \sqrt{-2 \log(V_1^2 + V_2^2)} = \sqrt{-2 \log(V)}$, comme V est une uniforme sur $[0, 1]$ alors on peut voir que S est une loi de Rayleigh, et donc $X = ST$ ou $T \sim \cos \theta$ ce qui implique que $X = ST = R \cos \theta \sim \mathcal{N}(0, 1)$, de même pour $Y = S \frac{V_2}{\sqrt{V_1^2 + V_2^2}} = R \sin \theta \sim \mathcal{N}(0, 1)$, et donc comme vu précédemment nous avons bien

$$(X, Y) \sim \mathcal{N}\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, I_2\right).$$

(d)- $\text{proba} = \frac{|\text{boule de rayon 1}|}{|[-1, 1]^2|} = \frac{\pi}{4}$

Exercice 2 :

Soit $(X_n)_{n \geq 0}$ une chaîne de Markov à valeurs dans $[0, 1]$.

1- On veut prouver que le kernel de transition de la chaine de Markov est égal à la formule donnée. En effet :

$$P(X_{n+1} \in A/X_n) = E(\mathbf{1}_{X_{n+1} \in A}/X_n)$$

Dans ce cas on sait par hypothese que X_{n+1} suit une uniforme sur $[0, 1]$ pour n'importe qu'elle X_n alors on trouve bien,

$$\begin{aligned} P(X_{n+1} \in A/X_n) &= |A \cap [0, 1]| \\ &= \int_{A \cap [0, 1]} dt \end{aligned}$$

maintenant considérons le cas ou $X_n = \frac{1}{m}$, avec $K_n \sim Ber(X_n^2)$ alors :

$$\begin{aligned} P(X_{n+1} \in A/X_n = \frac{1}{m}) &= E(\mathbf{1}_{X_{n+1} \in A}/X_n = \frac{1}{m}) \\ &= E_{K_n}(E(\mathbf{1}_{X_{n+1} \in A}/X_n, K_n)/X_n) \\ &= X_n^2 E(\mathbf{1}_{X_{n+1} \in A}/X_n, K_n = 1) + (1 - X_n^2)E(\mathbf{1}_{X_{n+1} \in A}/X_n, K_n = 0) \\ &= X_n^2 \int_{[0, 1] \cap A} dt + (1 - X_n^2)\delta_{\frac{1}{m+1}}(A) \end{aligned}$$

2- On veut prouver que la distribution uniforme sur $[0, 1]$ notée π est invariante pour P , c'est à dire que que $\pi P = \pi$. En effet en calculant :

$$\begin{aligned} \pi P(x, A) &= \int_{\mathbf{R}} P(x, A) \pi dx \\ &= \int_0^1 P(x, A) dx \end{aligned}$$

en prenant $B = \frac{1}{m}, m \in \mathbf{N}^*$, l'intégrale précédente peut alors s'écrire sous cette forme :

$$\begin{aligned} \pi P(x, A) &= \int_{\mathbf{R}} P(x, A) \pi dx \\ &= \int_0^1 P(x, A) dx \\ &= \int_B P(x, A) dx + \int_{[0, 1] \setminus B} P(x, A) dx \\ &= 0 + \int_{[0, 1] \setminus B} |A \cap [0, 1]| dx \\ &= |A \cap [0, 1]| \\ &= \pi \end{aligned}$$

3-pour $x \notin B$, et f une fonction mesurable bornée, calculons $Pf(x)$:

$$Pf(x) = \int_0^1 f(y)P(x, dy) = \int_0^1 f(y)dy$$

de plus :

$$P^2 f(x) = \int_0^1 \int_0^1 f(y)dy dz = \int_0^1 f(y)dy$$

Nous pouvons alors d  duire que :

$$P^n f(x) = \int_0^1 f(y) dy$$

4- Calculons $P^n(x, \frac{1}{m+n})$:

$$\begin{aligned} P^n(\frac{1}{m}, \frac{1}{m+n}) &= \int_{[0,1]} P^{n-1}(x, dy) P(y, \frac{1}{m+n}) \\ &= P^{n-1}(\frac{1}{m}, \frac{1}{m+n-1}) \left(1 - (\frac{1}{m+n-1})^2\right) \\ &= \frac{(m+n)(m+n-2)}{(m+n-1)^2} P^{n-1}(\frac{1}{m}, \frac{1}{m+n-1}) \end{aligned}$$

et donc en it  rant on aura :

$$\begin{aligned} P^n(\frac{1}{m}, \frac{1}{m+n}) &= \frac{(m+n)(m+n-2)}{(m+n-1)^2} \frac{(m+n-1)(m+n-3)}{(m+n-2)^2} \dots \frac{(m+1)(m-1)}{(m)^2} \\ &= \frac{m+n}{m+n-1} \times \frac{m-1}{m} \end{aligned}$$

4-b On veut voir si $P^n(x, A)$ converge vers $\pi(A)$: on a $P^n(x, A) > P^n(x, \frac{1}{m+n})$ or $P^n(x, \frac{1}{m+n}) = \frac{m+n}{m+n-1} \times \frac{m-1}{m}$ qui tend vers $\frac{m-1}{m}$ quand n tend vers l'infini donc on d  duit que $P^n(x, A)$ ne converge pas vers $\pi(A)$.