

# Computational Statistics - TP1 - BLANCHARD Théau

## Exercice 1:

1.) Soit  $h$  une fonction continue bornée. Alors

$$\mathbb{E}[h(X,Y)] = \mathbb{E}[h(R\cos(\theta), R\sin(\theta))]$$

$$= \int h(r\cos\theta, r\sin\theta) f_R(r) f_\theta(\theta) dr d\theta, \text{ car } \theta \perp R$$

$$= \int h(r\cos\theta, r\sin\theta) r \exp\left(-\frac{r^2}{2}\right) \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \frac{1}{2\pi} d\theta dr$$

On pose alors  $\varphi: \mathbb{R}_+^* \times ]0, 2\pi[ \rightarrow \mathbb{R}^2$  qui est un difféomorphisme  
 $(r, \theta) \mapsto (r\cos\theta, r\sin\theta)$

de jacobien  $J_\varphi(r, \theta) = \begin{pmatrix} \cos\theta & -r\sin\theta \\ \sin\theta & r\cos\theta \end{pmatrix}$  d'où  $|\det(J_\varphi(r, \theta))| = r$

Si on pose  $f(x, y) = h(x, y) \exp\left(-\frac{x^2+y^2}{2}\right)$  alors on a:

$$\mathbb{E}[h(X,Y)] = \int_{\mathbb{R}_+^* \times ]0, 2\pi[} (f \circ \varphi)(r, \theta) \cdot |\det(J_\varphi(r, \theta))| \frac{1}{2\pi} dr d\theta$$

$$= \int_{\mathbb{R}^2} h(x, y) \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) \cdot \exp\left(-\frac{y^2}{2}\right) \frac{1}{2\pi} dx dy$$

$$= \int_{\mathbb{R}^2} h(x, y) \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{y^2}{2}\right) dx dy$$

On en conclue donc que  $X$  et  $Y$  sont indépendants et suivent tous les deux une loi  $N(0, 1)$ .

2.) Soit  $R$  une variable aléatoire suivant une loi de Rayleigh de fonction de répartition  $F_R$ . Alors pour tout  $t \in \mathbb{R}$ :

$$F_R(t) = \int_0^t r \exp\left(-\frac{r^2}{2}\right) dr = \left[-\exp\left(-\frac{r^2}{2}\right)\right]_0^t = 1 - \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right)$$



$F_R$  est continue et strictement croissante sur  $]0,1[$  donc inversible : Soit  $y \in ]0,1[$ .  
 $y = F_R(t) \Leftrightarrow 1-y = \exp(-\frac{t^2}{2}) \Leftrightarrow -\frac{t^2}{2} = \ln(1-y) \Leftrightarrow t = \sqrt{-2\ln(1-y)}$

Donc  $F_R^{-1}(t) = \sqrt{-2\ln(1-t)}$ .

Alors par le théorème d'inversion si  $U \sim \mathcal{U}([0,1])$  alors  $F_R^{-1}(U)$  suit une distribution de Rayleigh.

Algorithme :  
 • Sample  $u_1 \sim \mathcal{U}([0,1])$   
 • Sample  $u_2 \sim \mathcal{U}([0,1])$   
 •  $r = \sqrt{-2\ln(1-u_1)}$   
 • return  $r \cos(u_2), r \sin(u_2)$ .

Par la question 1 on a donc bien généré deux variables aléatoires gaussiennes centrées réduites et indépendantes.

3) a) Dem la preuve  $V_1$  et  $V_2$  sont indépendantes parce que  $U_1$  et  $U_2$  le sont et suivent une loi uniforme sur  $[-1,1]$ .

Si on note  $E = \{(v_1, v_2) \in [-1,1]^2 / v_1^2 + v_2^2 \leq 1\}$  alors  $\int_E dv_1 dv_2 = \pi$ .

On a donc que  $(V_1, V_2)$  suivent une loi de densité  $f_{(V_1, V_2)}(v_1, v_2) = \frac{1}{\pi} \cdot \mathbb{1}_{v_1^2 + v_2^2 \leq 1}$

b) Soit  $h$  une fonction continue bornée. Alors,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[h(T_1, V)] &= \int_{-1}^1 \int_{-1}^1 h\left(\frac{v_1}{\sqrt{v_1^2 + v_2^2}}, v_1^2 + v_2^2\right) \cdot \frac{1}{\pi} \cdot \mathbb{1}_{v_1^2 + v_2^2 \leq 1} dv_1 dv_2 \\ &= \frac{2}{\pi} \int_{\mathbb{R}^+} h\left(\frac{v_1}{\sqrt{v_1^2 + v_2^2}}, v_1^2 + v_2^2\right) \cdot \mathbb{1}_{v_1^2 + v_2^2 \leq 1} \cdot \mathbb{1}_{v_2 \geq 0} dv_1 dv_2, \text{ par parité en } v_2. \end{aligned}$$

Soit  $\varphi: ]-1,1[ \times ]0,1[ \rightarrow ]-1,1[ \times ]0,1[$  et  $(t, v) \in ]-1,1[ \times ]0,1[$ .

$$(v_1, v_2) \mapsto \left( \frac{v_1}{\sqrt{v_1^2 + v_2^2}}, v_1^2 + v_2^2 \right)$$

$$\varphi(t, v) = (t, v) \Leftrightarrow \begin{cases} v = v_1^2 + v_2^2 \\ t = \frac{v_1}{\sqrt{v_1^2 + v_2^2}} \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} v_1 = t\sqrt{v} \\ v_2 = \sqrt{v(1-t^2)} \end{cases}$$



Alors  $\varphi^{-1}: ]-1,1[ \times ]0,1[ \rightarrow ]-1,1[ \times ]0,1[$ .

$$(t, v) \mapsto t\sqrt{v}, \sqrt{v(1-t^2)}$$

Donc  $\varphi$  est bijective, différentiable et  $\varphi^{-1}$  l'est aussi. Donc  $\varphi$  est un difféomorphisme et on a :

$$J_{\varphi^{-1}}(t, v) = \begin{pmatrix} \sqrt{v} & \frac{t}{2\sqrt{v}} \\ \frac{-t\sqrt{v}}{\sqrt{1-t^2}} & \frac{1-t^2}{2\sqrt{v(1-t^2)}} \end{pmatrix} \text{ et donc } |\det(J_{\varphi^{-1}}(t, v))| = \frac{1}{2\sqrt{1-t^2}} > 0.$$

Alors on a par changement de variable :

$$\mathbb{E}[h(T_U, V)] = \int_{\mathbb{R}^2} h(t, v) \mathbb{1}_{v \in ]0,1[} \frac{1}{\pi\sqrt{1-t^2}} \mathbb{1}_{t \in ]-1,1[} dt dv.$$

On a alors que  $T_U$  et  $V$  sont indépendantes, que  $V$  suit une loi uniforme sur  $]0,1[$  et que  $T_U$  suit une loi de densité  $f_T(t) = \frac{1}{\pi\sqrt{1-t^2}} \mathbb{1}_{[-1,1]}$ .

Alors :  $\mathbb{E}[h(T_U)] = \frac{1}{\pi} \int_{-1}^1 h(t) \frac{dt}{\sqrt{1-t^2}}$ . On fait le changement de variable  $t = \cos \theta$  donc  $\theta = \arccos(t)$  et  $d\theta = \frac{-1}{\sqrt{1-t^2}} dt$  d'où

$$\mathbb{E}[h(T_U)] = -\frac{1}{\pi} \int_{\pi}^0 h(\cos \theta) d\theta = \frac{1}{\pi} \int_0^{\pi} h(\cos \theta) d\theta$$

$$\begin{aligned} \text{On } \int_0^{\pi} h(\cos \theta) d\theta &= \int_{-\pi}^0 h(\cos(x)) dx \text{ avec le changement de variable } x = -\theta \\ &= \int_{\pi}^{-2\pi} h(\cos(\theta - 2\pi)) d\theta, \text{ avec le fait } \theta = x + 2\pi \\ &= \int_{\pi}^{-2\pi} h(\cos \theta) d\theta. \end{aligned}$$

$$\text{Donc } \mathbb{E}[h(T_U)] = \frac{1}{2\pi} \cdot 2 \int_0^{\pi} h(\cos \theta) d\theta = \int_0^{2\pi} h(\cos \theta) \frac{1}{2\pi} d\theta.$$

Donc  $T_U$  suit la même loi que  $\cos \theta$  avec  $\theta \sim \mathcal{U}[0, 2\pi[)$ .



On montre exactement de la même manière que  $T_2$  et  $V_2$  sont indépendants puis avec le changement de variable  $\Theta = \arctan(t)$  que  $T_2$  suit la même loi que  $\Theta$  avec  $\Theta \sim \mathcal{U}([0, 2\pi])$ .

c) On a  $S = \sqrt{-2\ln(V)}$  avec  $V \sim \mathcal{U}([0, 1])$  donc  $S$  suit une loi de Rayleigh et  $X = ST_2 = S \cos(\Theta)$  et  $Y = ST_2 = S \sin(\Theta)$  avec  $\Theta \sim \mathcal{U}([0, 2\pi])$ .  
Donc par la question 1,  $(X, Y) \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, I_2)$ .

d) La probabilité de sortir de la boucle à chaque itération est donnée par  $P(V_1^2 + V_2^2 > 1) = \frac{\pi}{4}$  (Aire d'un quart de cercle unité). Ainsi le nombre d'itération suit une loi géométrique de paramètre  $\frac{\pi}{4}$ .  
On a donc en moyenne  $\frac{4}{\pi} \approx 1,27$  itération.

### Exercice 2:

1) Soit  $Q = \{\frac{1}{m}, m \in \mathbb{N}^*\}$ . Alors si  $X_m \in Q$ , tel que  $X_m = \frac{1}{m}$ , on note  $B_m$  la variable de Bernoulli de paramètre  $\frac{1}{m^2}$ . Donc pour  $h$  une fonction continue bornée,  
$$E[h(X_{m+1} | X_m)] = E[h(X_{m+1} | X_m, B_m = 0)]P(B_m = 0) + E[h(X_{m+1} | X_m, B_m = 1)]P(B_m = 1)$$
$$= h\left(\frac{1}{m+1}\right) \cdot \left(1 - \frac{1}{m^2}\right) + \frac{1}{m^2} \int_0^1 h(y) dy$$

$$\text{Donc } P(x, A) = \sum_{m=1}^{\infty} \frac{1}{m^2} (1 - \frac{1}{m^2}) + \frac{1}{m^2} \int_{[0,1] \cap A} dy$$
$$= \sum_{m=1}^{\infty} \frac{1}{m^2} (1 - x^2) + x^2 \int_{[0,1] \cap A} dy$$

Si  $X_m \notin Q$  on a immédiatement  $X_{m+1} \sim \mathcal{U}([0, 1])$  donc  $P(x, A) = \int_A \mathbf{1}_{[0,1]} dt$ .

On trouve donc bien que  $P$  est le noyau de transition.



2.) Soit  $\mu$  une mesure uniforme sur  $[0,1]$ . Alors:

• par définition  $\mu(A) = \int_{A \cap [0,1]} dy$

•  $\int_0^1 \mu(dx) P(x,A) = \int_0^1 P(x,A) dx = \int_0^1 \int_{A \cap [0,1]} dt dx = \int_{A \cap [0,1]} dt$

car  $Q$  est de mesure nulle par rapport à la mesure de Lebesgue sur  $[0,1]$ .

• Finalement on a bien  $\mu P = \mu$ , i.e  $\mu$  est invariant par  $P$ .

3.) Soit  $x \notin Q$ , alors:

$$Pf(x) = \mathbb{E}[f(X_1) | X_0 = x] = \int f(y) P(x, dy) = \int f(y) \pi(y) dy = \int_0^1 f(y) dy.$$

On a  $P^2 f(x) = \int P f(t) dt$

$$= \int_{[0,1] \setminus Q} P f(t) dt + \underbrace{\int_Q P f(t) dt}_{=0}$$

$$= \int_0^1 \int_0^1 f(y) dy dt$$

$$= \int_0^1 f(y) dy.$$

Par récurrence on en déduit que pour tout  $n \geq 1$ ,  $P^n f(x) = \int_0^1 f(y) dy$

Et donc  $\lim_{n \rightarrow +\infty} P^n f(x) = \int_0^1 f(y) dy = \int f(x) \pi(y) dy$

4.)