

## Solutions TD 3

### 1. Table de la loi normale

Dans cet exercice, on note  $Y = \frac{X-8}{4}$  qui suit la loi normale centrée réduite, c'est à dire que  $\mathbb{E}(Y) = 0$  et  $\text{Var}(Y) = 1$ . Tous les probabilités et quantiles de la v.a.  $Y$  peuvent être trouvés dans la table.

1)  $\mathbb{P}(X < 18) = \mathbb{P}\left(\frac{X-8}{4} < \frac{18-8}{4}\right) = \mathbb{P}(Y < 2,5) = 0,9938.$

2)

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(-4 \leq X < 9, 2) &= \mathbb{P}\left(\frac{-4-8}{4} \leq \frac{X-8}{4} < \frac{9,2-8}{4}\right) \\ &= \mathbb{P}(-3 \leq Y < 0,3) = \mathbb{P}(Y < 0,3) - \mathbb{P}(Y < -3) \\ &= \mathbb{P}(Y < 0,3) - (1 - \mathbb{P}(Y < 3)) = 0,6179 - (1 - 0,9987) \\ &= 0,6166. \end{aligned}$$

3) D'après l'énoncé, on a  $\mathbb{P}(X > x) = \mathbb{P}\left(\frac{X-8}{4} > \frac{x-8}{4}\right) = \mathbb{P}(Y > \frac{x-8}{4}) = 0,5596$ . Dans la table, on peut trouver  $\mathbb{P}(Y < 0,15) = 0,5596$ . On en déduit que  $\mathbb{P}(Y > -0,15) = 0,5596$ . Ainsi on a  $\frac{x-8}{4} = -0,15$  qui donne  $x = 7,4$ .

4) La réponse n'est pas unique. Tout  $x \leq 0$  vérifie la condition.

### 2. Variables à densité

1)  $\iint f(x, y) dx dy = 4/a = 1, a = 4.$

2)  $f_X(x) = \frac{1}{2\sqrt{x}} \mathbb{I}_{(0,1]}(x), f_Y(y) = \frac{1}{2\sqrt{y}} \mathbb{I}_{(0,1]}(y), \mathbb{E}(X) = \mathbb{E}(Y) = 1/3,$

$$M = \begin{pmatrix} 4/45 & 0 \\ 0 & 4/45 \end{pmatrix}, \rho = 0.$$

3) Oui,  $f_{X|Y=y} = f_X(x).$

### 3. Loi normale

1)  $f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} \exp\left(-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right), f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} \exp\left(-\frac{(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}\right),$

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_1\sigma_2\rho \\ \sigma_1\sigma_2\rho & \sigma_2^2 \end{pmatrix},$$

$$f_{X|Y=y} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left(-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left(\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - 2\rho\frac{(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2}\right) + \frac{(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}\right),$$

$$f_{Y|X=x} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left(-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left(\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - 2\rho\frac{(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2}\right) + \frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right).$$

2)  $Z \sim \mathcal{N}(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2 + 2\sigma_1\sigma_2\rho).$

3)  $\text{Cov}(X, Y) = 0.$

#### 4. Loi uniforme

$$f_Z(z) = \begin{cases} z, & 0 \leq z \leq 1, \\ 2 - z, & 1 < z \leq 2. \end{cases}$$

#### 5. Variables exponentielles

- 1)  $f_Z(z) = \alpha^2 z \exp(-\alpha z)$ , si  $\alpha = \beta$ ,  
 $\mathbb{P}(Z \leq z) = 1 - \frac{\beta}{\beta - \alpha} \exp(-\alpha z) + \frac{\alpha}{\beta - \alpha} \exp(-\beta z)$ , si  $\alpha \neq \beta$ ,  
 $f_Z(z) = \frac{\alpha\beta}{\beta - \alpha} (\exp(-\alpha z) - \exp(-\beta z))$ , si  $\alpha \neq \beta$ .
- 2)  $f_U(u) = \frac{\alpha}{2} \exp(-\alpha|u|)$ .

#### 6. Intervalles de confiance

- 1)  $I_1 = [\bar{X} - 1,64/6, \bar{X} + 1,64/6]$ .
- 2)  $I_2 = [\bar{X} - 2,32/6, \bar{X} + 2,32/6]$ .
- 3)  $I_1 = [14.92, 15.46]$ ,  
 $I_2 = [14.80, 15.58]$ .
- 4) Augmenter  $n$ .

#### 7. Proportion

1) Puisque  $\mathbb{E}(X_i)$  et  $\text{Var}(X_i)$  sont finis, on peut appliquer la loi des grands nombres aux  $X_i$ , ainsi  $\bar{X} - p \xrightarrow{p.s.} 0$ .

2) a.  $IC = [\bar{X} - \frac{1.96\sqrt{\bar{X}(1-\bar{X})}}{10\sqrt{2}}, \bar{X} + \frac{1.96\sqrt{\bar{X}(1-\bar{X})}}{10\sqrt{2}}] = [0.57, 0.71]$ .

b.  $p(1-p) \leq 1/4$ ,  $IC = [\bar{X} - \frac{1.96 \times 1/2}{10\sqrt{2}}, \bar{X} + \frac{1.96 \times 1/2}{10\sqrt{2}}] = [0.64 - 0.069, 0.64 + 0.069]$ .

#### 8. Plus difficile

- 1)  $C = \lambda^2/2$ .
- 2)  $f_X(x) = 2Cx \exp(-\lambda x) \mathbb{I}_{\{x \geq 0\}}(x)$ ,  
 $f_Y(y) = \begin{cases} C/\lambda \exp(-\lambda y), & y \geq 0, \\ C/\lambda \exp(\lambda y), & y < 0. \end{cases}$