

CORRIGÉ 7

**Exercice 1.** (a) Il s'agit d'une variable discrète, et pour une variable discrète on a

$$\mathbb{E}[X] = \sum_{x_i} (x_i \cdot \Pr(X = x_i)),$$

où les  $x_i$  sont toutes les valeurs que  $X$  peut prendre. Une variable Bernoulli peut prendre les valeurs 0 et 1, et  $\Pr(X = 0) = 1 - p$  tandis que  $\Pr(X = 1) = p$ . On obtient donc

$$\mathbb{E}[X] = 1 \cdot p + 0 \cdot (1 - p) = p.$$

Pour calculer la variance on utilise la formule

$$\text{Var}[X] = \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2.$$

Pour une variable discrète on a

$$\mathbb{E}[X^2] = \sum_{x_i} (x_i^2 \cdot \Pr(X = x_i)),$$

donc

$$\mathbb{E}[X^2] = 1 \cdot p + 0 \cdot (1 - p) = p, \quad \text{et} \quad \text{Var}[X] = p - p^2 = p(1 - p).$$

(b) Il s'agit d'une variable continue, et pour une variable continue on a

$$\mathbb{E}[Y] = \int_{\mathbb{R}} y \cdot f(y) \, dy,$$

où  $f$  est la densité de  $Y$ . Ici

$$\mathbb{E}[Y] = \int_0^1 5y^5 \, dy = \left[ \frac{5}{6} y^6 \right]_0^1 = \frac{5}{6}.$$

Pour calculer la variance on utilise la formule

$$\text{Var}[Y] = \mathbb{E}[Y^2] - (\mathbb{E}[Y])^2.$$

Pour une variable continue on a

$$\mathbb{E}[Y^2] = \int_{\mathbb{R}} y^2 \cdot f(y) \, dy,$$

donc

$$\mathbb{E}[Y^2] = \int_0^1 5y^6 \, dy = \left[ \frac{5}{7} y^7 \right]_0^1 = \frac{5}{7}, \quad \text{et} \quad \text{Var}[Y] = \frac{5}{7} - \frac{25}{36} = \frac{5}{252}.$$

(c) Il s'agit d'une variable discrète, donc

$$\mathbb{E}[Z] = \sum_{z_i} z_i \cdot \Pr(Z = z_i) = \sum_{i=1}^6 i \cdot \frac{1}{6} = \frac{1}{6} \cdot \sum_{i=1}^6 i = \frac{1}{6} \cdot \frac{6 \cdot 7}{2} = \frac{7}{2},$$

$$\mathbb{E}[Z^2] = \sum_{z_i} z_i^2 \cdot \Pr(Z = z_i) = \sum_{i=1}^6 i^2 \cdot \frac{1}{6} = \frac{1 + 4 + 9 + 16 + 25 + 36}{6} = \frac{91}{6},$$

$$\text{Var}[Z] = \mathbb{E}[Z^2] - (\mathbb{E}[Z])^2 = \frac{91}{6} - \frac{49}{4} = \frac{35}{12}.$$

(d) Il s'agit d'une variable continue de densité  $f(w) = F'(w) = 4w^{-5}$  si  $w > 1$ , et  $f(w) = 0$  sinon. Donc

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[W] &= \int_{\mathbb{R}} w \cdot f(w) \, dw = \int_1^{\infty} 4w^{-4} \, dw = \left[ -\frac{4}{3} w^{-3} \right]_1^{\infty} = \frac{4}{3}, \\ \mathbb{E}[W^2] &= \int_{\mathbb{R}} w^2 \cdot f(w) \, dw = \int_1^{\infty} 4w^{-3} \, dw = \left[ -\frac{4}{2} w^{-2} \right]_1^{\infty} = 2, \\ \text{Var}[W] &= \mathbb{E}[W^2] - (\mathbb{E}[W])^2 = 2 - \frac{16}{9} = \frac{2}{9}.\end{aligned}$$

**Exercice 2.**  $X$  est une variable exponentielle. Il s'agit d'une variable continue, et pour une variable continue on a

$$\mathbb{E}[g(X)] = \int_{\mathbb{R}} g(x)f(x) \, dx,$$

où  $f(x)$  est la densité de  $X$  et  $g(x)$  est une fonction. En utilisant le fait que  $\lambda > 2$ , on obtient

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[e^X] &= \int_0^{\infty} e^x \cdot \lambda e^{-\lambda x} \, dx = \lambda \cdot \int_0^{\infty} e^{-(\lambda-1)x} \, dx = \left[ -\frac{\lambda}{\lambda-1} e^{-(\lambda-1)x} \right]_0^{\infty} = \frac{\lambda}{\lambda-1}, \\ \mathbb{E}[(e^X)^2] &= \mathbb{E}[e^{2X}] = \int_0^{\infty} e^{2x} \cdot \lambda e^{-\lambda x} \, dx = \lambda \cdot \int_0^{\infty} e^{-(\lambda-2)x} \, dx = \left[ -\frac{\lambda}{\lambda-2} e^{-(\lambda-2)x} \right]_0^{\infty} = \frac{\lambda}{\lambda-2}, \\ \text{Var}[e^X] &= \mathbb{E}(e^X)^2 - (\mathbb{E}e^X)^2 = \frac{\lambda}{\lambda-2} - \frac{\lambda^2}{(\lambda-1)^2}.\end{aligned}$$

**Exercice 3.** (i). Ici  $\Omega = \{(r, g) : r, g \in \{1, \dots, 4\}\}$ , ainsi  $\omega = (r, g)$  et  $\Pr(\omega) = 1/16$  pour chaque  $\omega \in \Omega$

(ii). On a somme et maximum

$$S(\omega) = r + g, \quad M(\omega) = \max(r, g),$$

dont on représente les valeurs possibles par le tableau ci-dessous, dans lequel  $s/m$  donne les valeurs de  $S(\omega)$  et  $M(\omega)$  pour  $\omega = (r, g)$ .

	$g$			
$r$	1	2	3	4
1	2/1	3/2	4/3	5/4
2	3/2	4/2	5/3	6/4
3	4/3	5/3	6/3	7/4
4	5/4	6/4	7/4	8/4

Leur loi conjointe est ainsi donnée par le tableau suivant, qui contient les valeurs de  $f_{M,S}(m, s)$  :

	$s$							
$m$	2	3	4	5	6	7	8	
1/16	1/16	0	0	0	0	0	0	
2/16	0	2/16	1/16	0	0	0	0	
3/16	0	0	2/16	2/16	1/16	0	0	
4/16	0	0	0	2/16	2/16	2/16	1/16	

Les zéros sont utiles pour montrer une dépendance : par exemple  $\Pr(M = 1, S = 3) = 0 < \Pr(M = 1)\Pr(S = 3)$ . Ainsi  $S$  et  $M$  ne sont pas indépendantes. Autre exemple :  $\Pr(M = 2)\Pr(S = 4) = 3/16 \times 3/16 \neq \Pr(M = 2, S = 4) = 1/16$ .

(iii). La fonction de masse conditionnelle de  $S$  sachant que  $M = 4$  est

$$f_S(5 | M = 4) = f_S(6 | M = 4) = f_S(7 | M = 4) = 2/7, \quad f_S(8 | M = 4) = 1/7,$$

et zéro pour  $s \notin \{5, 6, 7, 8\}$ .

(iv). La fonction de masse marginale de  $M$  est

$$f_M(m) = \begin{cases} 1/16, & m = 1, \\ 3/16, & m = 2, \\ 5/16, & m = 3, \\ 7/16, & m = 4, \\ 0, & \text{sinon.} \end{cases}$$

**Exercice 4.** On a  $\mathbb{E}[Z_1] = (1/2)\mathbb{E}Y_1 + \mathbb{E}Y_2 = 1/2 + 2 = 5/2$ ,  $\mathbb{E}Z_2 = \frac{1}{2}\mathbb{E}Y_2 - \frac{1}{2}\mathbb{E}Y_3 = 2/2 - 3/2 = -1/2$  et  $\mathbb{E}Z_3 = (1/3)(\mathbb{E}Y_1 + \mathbb{E}Y_2 + \mathbb{E}Y_3) = 6/3 = 2$ . Pour  $X$  et  $Y$  indépendantes,  $\text{Var}(aX + bY) = a^2 \text{Var}(X) + b^2 \text{Var}(Y)$ , et comme les  $Y_i$  sont toutes indépendantes, cette formule s'applique et  $\text{Var} Z_1 = \text{Var} Y_1/4 + \text{Var} Y_2 = 1/4 + 2 = 9/4$ ,  $\text{Var} Z_2 = (\text{Var} Y_2 + \text{Var} Y_3)/4 = (2+3)/4 = 5/4$  et  $\text{Var} Z_3 = (1/9)(\text{Var} Y_1 + \text{Var} Y_2 + \text{Var} Y_3) = (1+2+3)/9 = 2/3$ .

Pour les corrélations on calcule d'abord les covariances. On a

$$\begin{aligned} \text{Cov}(Z_1, Z_2) &= \text{Cov}(Y_1/2 + Y_2, Y_2/2 - Y_3/2) = \text{Cov}(Y_1/2, Y_2/2) + \text{Cov}(Y_2, Y_2/2) + \text{Cov}(Y_1/2, Y_3/2) + \text{Cov}(Y_2, Y_3/2) \\ &= \frac{1}{2} \text{Cov}(Y_1, Y_2) + \frac{1}{2} \text{Cov}(Y_2, Y_2) + \frac{1}{4} \text{Cov}(Y_1, Y_3) + \frac{1}{2} \text{Cov}(Y_2, Y_3) = 0 + \frac{1}{2} \text{Var}(Y_2) + 0 + 0 = 1 \end{aligned}$$

De manière similaire

$$\text{Cov}(Z_1, Z_3) = \text{Cov}(Y_1/2 + Y_2, Y_1/3 + Y_2/3 + Y_3/3) = \frac{1}{6} \text{Var} Y_1 + \frac{1}{3} \text{Var} Y_2 = \frac{1}{6} + \frac{2}{3} = \frac{5}{6}$$

et

$$\text{Cov}(Z_2, Z_3) = \text{Cov}(Y_2/2 - Y_3/2, Y_1/3 + Y_2/3 + Y_3/3) = \frac{1}{6} \text{Var} Y_2 - \frac{1}{6} \text{Var} Y_3 = \frac{2}{6} - \frac{3}{6} = -\frac{1}{6}$$

Donc les corrélations sont

$$\text{Cor}(Z_1, Z_2) = \frac{\text{Cov}(Z_1, Z_2)}{\sqrt{\text{Var}(Z_1) \text{Var}(Z_2)}} = 1/\sqrt{9/4 * 5/4} = 4/3\sqrt{5} = 4\sqrt{5}/15$$

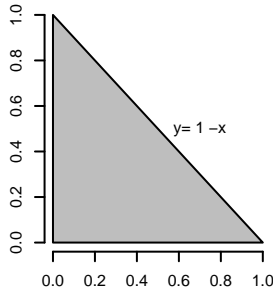
$$\text{Cor}(Z_1, Z_3) = \frac{\text{Cov}(Z_1, Z_3)}{\sqrt{\text{Var}(Z_1) \text{Var}(Z_3)}} = (5/6)/\sqrt{9/4 * 2/3} = 5\sqrt{12}/6\sqrt{18} = 5\sqrt{6}/18$$

$$\text{Cor}(Z_2, Z_3) = \frac{\text{Cov}(Z_2, Z_3)}{\sqrt{\text{Var}(Z_2) \text{Var}(Z_3)}} = -(1/6)/\sqrt{5/4 * 2/3} = -\sqrt{12}/6\sqrt{10} = -\sqrt{30}/30$$

**Exercice 5.** (a) On a bien  $f(x, y) \geq 0$  pour tout  $x$  et  $y$ . De plus il faut que

$$\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx dy = 1.$$

Dans notre cas l'ensemble  $A = \{(x, y); f(x, y) > 0\}$  est un peu compliqué, donc il faut être prudent en spécifiant les bornes des deux intégrales. En fait, l'ensemble  $A$  est la



partie grise sur le dessin ci-dessus. Donc, on a  $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx dy = \int_0^1 \int_0^{1-y} 24xy dx dy$ .

$$\int_0^1 \int_0^{1-y} 24xy dx dy = \int_0^1 24y \left( \int_0^{1-y} x dx \right) dy = \int_0^1 24y \left[ \frac{x^2}{2} \right]_0^{1-y} dy = \int_0^1 12y(1-y)^2 dy = 1,$$

et on voit bien que  $f(x, y)$  est une densité.

(b) La densité marginale de  $X$  est

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy.$$

De nouveau, il faut être prudent en spécifiant les bornes de l'intégrale. On a

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy = \int_0^{1-x} 24xy dy = 12x(1-x)^2 \quad \text{si } x \in [0, 1],$$

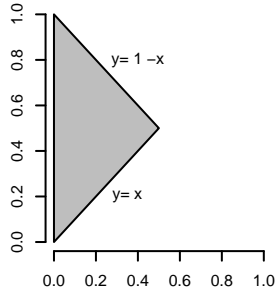
et  $f_X(x) = 0$  sinon. Par symétrie on a également  $f_Y(y) = 12y(1-y)^2$  si  $y \in [0, 1]$  et  $f_Y(y) = 0$  sinon.

(c)  $X$  et  $Y$  ne sont pas indépendantes car  $f_X(x)f_Y(y) \neq f(x, y)$ . En fait, on peut voir cela directement de la forme de  $A$ . Si la région  $\{(x, y); f(x, y) > 0\}$  n'est pas rectangulaire, les deux variables ne peuvent pas être indépendantes.

(d)

$$\Pr(X < Y) = \iint_{\{(x, y); x < y\}} f(x, y) dx dy.$$

Pour calculer cette intégrale on veut intégrer  $24xy$  dans la région ci-dessous.



On obtient

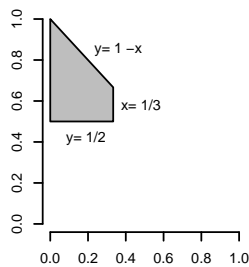
$$\begin{aligned}
 \Pr(X < Y) &= \int_0^{1/2} \int_0^y 24xy \, dx \, dy + \int_{1/2}^1 \int_0^{1-y} 24xy \, dx \, dy \\
 &= \int_0^{1/2} 24y \left[ \frac{x^2}{2} \right]_0^y \, dy + \int_{1/2}^1 24y \left[ \frac{x^2}{2} \right]_0^{1-y} \, dy \\
 &= \int_0^{1/2} 12y^3 \, dy + \int_{1/2}^1 12y(1-y)^2 \, dy \\
 &= \frac{3}{16} + 6 - 8 + 3 - \frac{6}{4} + \frac{8}{8} - \frac{3}{16} = \frac{1}{2},
 \end{aligned}$$

ce qui peut être aussi deviné directement par la symétrie du problème.

(e) D'après la définition on a

$$\Pr(X < 1/3 \mid Y > 1/2) = \frac{\Pr(X < 1/3, Y > 1/2)}{\Pr(Y > 1/2)}.$$

Pour calculer  $\Pr(X < 1/3, Y > 1/2)$  on intègre  $24xy$  dans la région ci-dessous.



On a donc

$$\begin{aligned} \Pr(X < 1/3, Y > 1/2) &= \int_{1/2}^{2/3} \int_0^{1/3} 24xy \, dx \, dy + \int_{2/3}^1 \int_0^{1-y} 24xy \, dx \, dy \\ &= \int_{1/2}^{2/3} 24y \left[ \frac{x^2}{2} \right]_0^{1/3} dy + \int_{2/3}^1 24y \left[ \frac{x^2}{2} \right]_0^{1-y} dy \\ &= \int_{1/2}^{2/3} \frac{12}{9} y \, dy + \int_{2/3}^1 12y(1-y)^2 \, dy \\ &= \frac{8}{27} - \frac{1}{6} + 6 - 8 + 3 - \frac{24}{9} + \frac{64}{27} - \frac{48}{81} = \frac{13}{54}. \end{aligned}$$

De plus,

$$\Pr(Y > 1/2) = \int_{1/2}^1 12y(1-y)^2 \, dy = 6 - 8 + 3 - \frac{6}{4} + \frac{8}{8} - \frac{3}{16} = \frac{5}{16}.$$

Donc

$$\Pr(X < 1/3 | Y > 1/2) = \frac{13 \times 16}{54 \times 5} = \frac{104}{135}.$$

(f) Pour la densité conditionnelle de  $Y$  sachant  $X = x \in (0, 1)$ , on a

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f_{X,Y}(x, y)}{f_X(x)} = \frac{24xy}{12x(1-x)^2} = \frac{2y}{(1-x)^2}$$

pour  $0 \leq y \leq 1-x$  et  $f_{Y|X}(y|x) = 0$  autrement.

(g) On a

$$\mathbb{E}[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx = \int_0^1 12x^2(1-x)^2 dx = 12 \left( \frac{1}{3} - \frac{1}{2} + \frac{1}{5} \right) = \frac{2}{5}.$$

De même  $\mathbb{E}[Y] = \frac{2}{5}$  par symétrie. Finalement,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[XY] &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xy f(x, y) \, dx \, dy = \int_0^1 \int_0^{1-y} 24x^2 y^2 \, dx \, dy \\ &= \int_0^1 8(1-y)^3 y^2 \, dy \\ &= \frac{8}{3} - 6 + \frac{24}{5} - \frac{4}{3} = \frac{2}{15}. \end{aligned}$$

Donc

$$\text{cov}(X, Y) = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y] = \frac{2}{15} - \frac{4}{25} = -\frac{2}{75}.$$

**Exercice 6.** (i). Nous avons

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(Y) &= \int_0^{30} t \cdot f_Y(t) dt \\ &= \int_0^{30} t \cdot \frac{1}{30} dt \\ &= \frac{1}{30} \left[ \frac{t^2}{2} \right]_0^{30} \\ &= \frac{30}{2} = 15. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{Var}(Y) &= \mathbb{E}(Y^2) - \mathbb{E}(Y)^2 \\
 &= \int_0^{30} t^2 \cdot f_Y(t) dt - 15^2 \\
 &= \int_0^{30} t^2 \cdot \frac{1}{30} dt - 15^2 \\
 &= \frac{1}{30} \left[ \frac{t^3}{3} \right]_0^{30} - 15^2 \\
 &= 30^2/12 = 75.
 \end{aligned}$$

Ainsi l'espérance de l'heure d'arrivée de Juliette est 21h05 et sa variance vaut 75 min<sup>2</sup>.

- (ii). La fonction de densité conjointe est  $f_{X,Y}(x,y) = f_X(x)f_Y(y) = \frac{1}{10} \cdot \frac{1}{30}$  si  $x \in [5, 15]$  et  $y \in [0, 30]$  (par hypothèse d'indépendance). Ainsi :

$$\Pr\{X < Y\} = \int_5^{15} \int_x^{30} f_X(x)f_Y(y) dy dx = \frac{1}{300} \int_5^{15} (30 - x) dx = \frac{2}{3}.$$

- (iii). Il faut calculer :

$$\int_5^{15} \int_{x-5}^{x+5} f_X(x)f_Y(y) dy dx = \frac{1}{300} \int_5^{15} 10 dx = \frac{1}{3}.$$

**Exercice 7.** Soient  $X_1, X_2, X_3, X_4$  les temps de service des quatre clients, alors  $D = X_1 + X_2 + X_3$ .

- (i).  $\mathbb{E}(D) = \mathbb{E}(X_1) + \mathbb{E}(X_2) + \mathbb{E}(X_3) = 3 \cdot 2 = 6$ .

$$\text{Var}(D) = \text{Var}(X_1) + \text{Var}(X_2) + \text{Var}(X_3) = 3 \cdot 2^2 = 12 \text{ (indépendants)}.$$

- (ii). Le service le plus court est décrit par la variable aléatoire  $\min(X_1, X_2, X_3, X_4)$ , sa loi se calcule de la façon suivante :

$$\begin{aligned}
 P\{\min(X_1, X_2, X_3, X_4) \leq t\} &= 1 - P\{\min(X_1, X_2, X_3, X_4) > t\} \\
 &= 1 - \prod_{i=1}^4 P\{X_i > t\} = 1 - (e^{-\frac{1}{2}t})^4 = 1 - e^{-2t}.
 \end{aligned}$$

Ainsi  $\min(X_1, X_2, X_3, X_4) \sim \exp(2)$ .