

Corrigé du devoir maison n° 11

EXERCICE 1

1. • À l'instant $t = 1, 5$, les machines 1, 3, 5 et 7 sont déjà tombées en panne.
 • Par conséquent le dispositif \mathcal{D}_1 est déjà tombé en panne (machine 1 en série avec la 2) ainsi que le dispositif \mathcal{D}_3 (machine 5 en panne et en série avec la 6, plus machine 7 en panne, en dérivation avec la série 5-6). Le dispositif \mathcal{D}_2 fonctionne toujours car seule la machine 3 est tombée en panne, or elle est en dérivation avec la 4 qui fonctionne toujours.

	$t = 0$	$t = 0, 5$	$t = 1$	$t = 1, 5$	$t = 2$	$t = 2, 5$	$t = 3$
D_1	1	1	1	0	0	0	0
D_2	1	1	1	1	0	0	0
D_3	1	0	0	0	0	0	0

\mathcal{D}_1 est en panne dès que la première des deux machines 1 ou 2 l'est ; pour \mathcal{D}_2 il faut que les machines 3 et 4 soient en panne toutes les deux ; quant à \mathcal{D}_3 il faut 7 en panne ainsi que l'une des deux autres (5 ou 6).

2. Si M_1 n'a encore subi aucune panne, c'est que $X_1(\omega)$ est supérieur à l'instant considéré, soit $X_1(\omega) > t$.
 Soit $t \geq 0$, $P(X_1 \leq t) = 1 - P(X_1 > t) = 1 - q_t = 1 - e^{-t}$. De plus si $t < 0$ $P(X_1 \leq t) = 0$, on reconnaît la fonction de répartition d'une loi exponentielle de paramètre 1.
3. (a) random représente la loi uniforme sur le segment $[0, 1]$, et pour $x \geq 0$, $e^{-\lambda x} \in [0, 1]$ donc
 $P(X(1) \leq x) = P(\text{random} \geq e^{-\lambda x}) = 1 - e^{-\lambda x}$. Si $x < 0$, alors $e^{-\lambda x} > 1$ donc $P(X(1) \leq x) = 0$. Ainsi $X(1)$ est bien exponentielle de paramètre λ .
- (b) Lignes 8 à 11 : le dispositif est en panne dès qu'une des machines l'est, le temps d'attente pour la panne est donc le min des deux temps d'attente.
 Lignes 12 à 16 : le dispositif est en panne si les deux machines le sont, le temps d'attente pour la panne est donc le max des deux temps d'attente.
- (c) Lignes 16 à 25 : on regarde laquelle des deux machines 5 ou 6 tombe en panne en premier (min des deux temps d'attente) puis on compare avec la machine 7 (c'est le max du temps d'attente de 7 et du min de 5 et 6).
- (d) On effectue 10000 simulations, pour une loi exponentielle de paramètre 1, on obtient donc une valeur moyenne des temps d'attente sur ces 10000 simulations.
4. (a) • On a $Y_1 = \min(X_1, X_2)$ donc $[Y_1 \geq t] = [X_1 \geq t] \cap [X_2 \geq t]$ et comme ces événements sont indépendants, $P(Y_1 \geq t) = P(X_1 \geq t) \times P(X_2 \geq t) = (1 - P(X_1 < t)) \times (1 - P(X_2 < t))$
 Donc $P(Y_1 < t) = 1 - P(Y_1 \geq t) = 1 - (e^{-t})^2 = 1 - e^{-2t}$ si $t \geq 0$ et 0 si $t < 0$.
 • $Y_2 = \max(X_3, X_4)$ donc $[Y_2 \leq t] = [X_3 \leq t] \cap [X_4 \leq t]$ et comme ces événements sont indépendants, $P(Y_2 \leq t) = P(X_3 \leq t) \times P(X_4 \leq t) = (1 - e^{-t})^2$ si $t \geq 0$ et 0 si $t < 0$.
 • $Y_3 = \max(X_7, \min(X_5, X_6))$ donc $[Y_3 \leq t] = [X_7 \leq t] \cap [\min(X_5, X_6) \leq t]$.
 Or $P(\min(X_5, X_6) \leq t) = P(\min(X_1, X_2) \leq t)$ (mêmes lois) donc par indépendance de X_7 et de $\min(X_5, X_6)$, on obtient $P(Y_3 \leq t) = (1 - e^{-t}) \times (1 - e^{-2t})$ si $t \geq 0$ et 0 si $t < 0$.

F_1, F_2 et F_3 sont nulles sur \mathbb{R}^- et $\forall t \geq 0$, $F_1(t) = 1 - e^{-2t}$, $F_2(t) = (1 - e^{-t})^2$ et $F_3(t) = (1 - e^{-t}) \times (1 - e^{-2t})$

- (b) Les fonctions de répartitions de Y_1, Y_2, Y_3 sont continues sur \mathbb{R} , de classe \mathcal{C}^1 par morceaux (partout sauf en 0) donc ce sont des fonctions de répartition de variables à densité :
- $f_1(t) = 2e^{-2t}$ si $t \geq 0$ et 0 si $t < 0$
 - $f_2(t) = 2e^{-t}(1 - e^{-t})$ si $t \geq 0$ et 0 si $t < 0$
 - $f_3(t) = e^{-t}(1 - e^{-2t}) + 2e^{-2t}(1 - e^{-t}) = e^{-t} + 2e^{-2t} - 3e^{-3t}$ si $t \geq 0$ et 0 si $t < 0$
- On reconnaît une densité de loi exponentielle de paramètre 2 pour Y_1 .
- (c) L'espérance de Y_1 vaut $\frac{1}{2}$ et sa variance $\frac{1}{4}$ (sans calcul nécessaire, résultat de cours).

Sous réserve de convergence, $E(Y_2) = \int_0^{+\infty} 2te^{-t}(1 - e^{-t}) dt$

Soit $A > 0$, $\int_0^A 2te^{-t}(1 - e^{-t}) dt = [-2te^{-t} + te^{-2t}]_0^A - \int_0^A (-2e^{-t} + e^{-2t}) dt$

Donc $E(Y_2) = \lim_{A \rightarrow +\infty} (-2Ae^{-A} + Ae^{-2A}) - \left(2e^{-A} - \frac{e^{-2A}}{2} \right) + \frac{3}{2} = \frac{3}{2}$

De même, $E(Y_3) = \int_0^{+\infty} t(e^{-t} + 2e^{-2t} - 3e^{-3t}) dt$

Soit $A > 0$, $\int_0^A t(e^{-t} + 2e^{-2t} - 3e^{-3t}) dt = [-te^{-t} - te^{-2t} + te^{-3t}]_0^A - \int_0^A (-e^{-t} - e^{-2t} + e^{-3t}) dt$

Donc $E(Y_3) = \lim_{A \rightarrow +\infty} (-Ae^{-A} - Ae^{-2A} + Ae^{-3A}) - \left(e^{-A} + \frac{e^{-2A}}{2} - \frac{e^{-3A}}{3} \right) + \left(1 + \frac{1}{2} - \frac{1}{3} \right) = \frac{7}{6}$

Sous réserve de convergence, $E((Y_2)^2) = \int_0^{+\infty} 2t^2 e^{-t} (1 - e^{-t}) dt$

Soit $A > 0$, $\int_0^A 2t^2 e^{-t} (1 - e^{-t}) dt = [-2t^2 e^{-t} + t^2 e^{-2t}]_0^A - \int_0^A (-4te^{-t} + 2te^{-2t}) dt$

$= [-2t^2 e^{-t} + t^2 e^{-2t}]_0^A - [4te^{-t} - te^{-2t}]_0^A + \int_0^A (4e^{-t} - e^{-2t}) dt$

$E((Y_2)^2) = \lim_{A \rightarrow +\infty} (-2A^2 e^{-A} + A^2 e^{-2A}) - (4Ae^{-A} - Ae^{-2A}) + (4e^{-A} - e^{-2A}) + 4 - \frac{1}{2} = \frac{7}{2}$

Donc $V(Y_2) = \frac{7}{4} - \left(\frac{3}{2} \right)^2 = \frac{5}{4}$

Sous réserve de convergence, $E((Y_3)^2) = \int_0^{+\infty} t^2 (e^{-t} + 2e^{-2t} - 3e^{-3t}) dt$

Soit $A > 0$, $\int_0^A t^2 (e^{-t} + 2e^{-2t} - 3e^{-3t}) dt = [-t^2 e^{-t} - t^2 e^{-2t} + t^2 e^{-3t}]_0^A - \int_0^A (-2te^{-t} - 2te^{-2t} + 2te^{-3t}) dt$

$= [-t^2 e^{-t} - t^2 e^{-2t} + t^2 e^{-3t}]_0^A - \left[2te^{-t} + te^{-2t} - \frac{2t}{3} e^{-3t} \right]_0^A + \int_0^A \left(2e^{-t} + e^{-2t} - \frac{2}{3} e^{-3t} \right) dt$

$E((Y_3)^2) = \lim_{A \rightarrow +\infty} (-A^2 e^{-A} - A^2 e^{-2A} + A^2 e^{-3A}) - \left(2Ae^{-A} + Ae^{-2A} - \frac{2A}{3} e^{-3A} \right) + \left(2e^{-A} + e^{-2A} - \frac{2}{3} e^{-3A} \right) + 2 + \frac{1}{2} - \frac{2}{9} = \frac{41}{18}$

Donc $V(Y_3) = \frac{41}{18} - \left(\frac{7}{6} \right)^2 = \frac{11}{12}$

$E(Y_1) = \frac{1}{2}$	$V(Y_1) = \frac{1}{4}$	$E(Y_2) = \frac{3}{2}$	$V(Y_2) = \frac{5}{4}$	$E(Y_3) = \frac{7}{6}$	$V(Y_3) = \frac{11}{12}$
------------------------	------------------------	------------------------	------------------------	------------------------	--------------------------

(d) Les résultats sont sensiblement conformes aux prévisions (espérances proches des moyennes simulées).

EXERCICE 2

1. On intègre par partie : $\int_0^x t f(t) dt = [tF(t)]_0^x - \int_0^x F(t) dt = xF(x) - \int_0^x F(t) dt$;

or $\int_0^x (1 - F(t)) dt - x[1 - F(x)] = x - \int_0^x F(t) dt - x + xF(x)$ d'où l'égalité.

2. (a) f est à valeurs positives et $x \in \mathbb{R}^+$; d'autre part $\int_0^{+\infty} f(t) dt$ converge (et vaut 1) donc $\int_x^{+\infty} x f(t) dt \geq 0$

D'autre part, $E(X) - \varphi(x) = \int_0^{+\infty} t f(t) dt - \int_0^x t f(t) dt = \int_x^{+\infty} t f(t) dt \geq \int_x^{+\infty} x f(t) dt$

(b) $1 - F(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(t) dt - \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_x^{+\infty} f(t) dt$, donc $x(1 - F(x)) = \int_x^{+\infty} x f(t) dt \leq E(X) - \varphi(x)$

D'autre part $x(1 - F(x)) \geq 0$, donc $0 \leq x(1 - F(x)) \leq E(X) - \varphi(x)$, et comme $E(X)$ existe,

$E(X) = \lim_{x \rightarrow +\infty} \int_0^x t f(t) dt = \lim_{x \rightarrow +\infty} \varphi(x)$. On conclut par le théoème d'encadrement (*dit des gendarmes*).

3. (a) φ est une primitive de $x \mapsto x f(x)$ qui est continue sur \mathbb{R}^+ , donc φ est dérivable et $\varphi'(x) = x f(x)$.
 f est une densité de probabilité, donc à valeurs positives, ainsi φ est croissante sur \mathbb{R}^+ .

(b) Pour tout $x \geq 0$, $x(1 - F(x)) \geq 0$ donc $0 \leq \varphi(x) \leq \int_0^x (1 - F(t)) dt \leq \int_0^{+\infty} (1 - F(t)) dt$. φ est croissante majorée, donc admet une limite finie en $+\infty$, par conséquent X admet une espérance égale à cette limite.

4. X admet une espérance mathématique si et seulement si $\int_0^{+\infty} (1 - F(t)) dt$ converge.