

Mathématiques - 2 BCPST 1 - Lycée Michel Montaigne

DM N°11 - Entraînement du 15 au 18 février 2016

« Temps d'attente de défaillances - Antirépartition & Espérance »

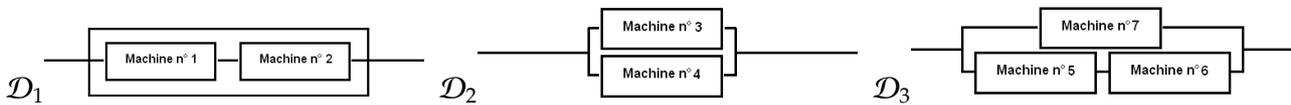
Exercice 1

Un dispositif est constitué de machines dont l'état est indépendant de celui des autres. Ces machines peuvent être reliées de différentes façons :

- Ces machines sont dites « en série », si le dispositif est en panne dès que l'une d'elles est en panne.
- Ces machines sont dites « en parallèle », si le dispositif est en panne à la seule condition que toutes les machines le soient.

Considérons alors les trois dispositifs suivants :

- Le premier \mathcal{D}_1 , dispositif « série », est constitué de deux machines en série.
- Le deuxième \mathcal{D}_2 , dispositif « parallèle », est constitué de deux machines en parallèle.
- Le troisième \mathcal{D}_3 , dispositif « mixte », est constitué de trois machines .



Hypothèses :

- Toutes les machines sont en état de marche à l'instant $t = 0$.
- La probabilité pour chaque machine de n'avoir subi aucune panne entre les instants 0 et t vaut $q_t = \exp(-t)$.

Notations :

Le temps d'attente d'une première panne de la machine M_i est un aléa noté X_i , où i varie de 1 à 7.

Les temps d'attente d'une première panne globale sur les dispositifs 1, 2, 3 seront notés respectivement Y_1, Y_2, Y_3 .

1. Dans cette première question, nous considérerons un résultat ω de cette expérience aléatoire pour lequel les valeurs de $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7$ valent respectivement :

$X_1(\omega)$	$X_2(\omega)$	$X_3(\omega)$	$X_4(\omega)$	$X_5(\omega)$	$X_6(\omega)$	$X_7(\omega)$
1,09	2,28	1,11	1,80	0,24	2,09	0,26

- À l'instant $t = 1,5$, indiquer les machines puis les dispositifs qui sont déjà tombés en panne.
- Par un raisonnement analogue, compléter le tableau suivant (dont vous venez de déterminer la colonne $t=1,5$)

	$t = 0$	$t = 0,5$	$t = 1$	$t = 1,5$	$t = 2$	$t = 2,5$	$t = 3$
\mathcal{D}_1	1						
\mathcal{D}_2	1						
\mathcal{D}_3	1						

où $\left\{ \begin{array}{l} \mathcal{D}_1 = 1 \text{ si le dispositif 1, n'a subi aucune panne entre les instants 0 et } t \text{ et vaut 0 sinon} \\ \mathcal{D}_2 = 1 \text{ si le dispositif 2, n'a subi aucune panne entre les instants 0 et } t \text{ et vaut 0 sinon} \\ \mathcal{D}_3 = 1 \text{ si le dispositif 3, n'a subi aucune panne entre les instants 0 et } t \text{ et vaut 0 sinon} \end{array} \right.$

2. De manière générale, que peut-t-on dire de $X_1(\omega)$ si la machine M_1 n'a subi aucune panne entre les instants 0 et t ?

En déduire en vous appuyant sur les hypothèses la valeur de $P(X_1 \leq t)$ pour tout réel $t \geq 0$.

Vérifiez que X_1 suit la Loi exponentielle de paramètre $\lambda = 1$.

3. Avant de nous lancer dans des calculs compliqués, nous allons faire une simulation du problème à l'aide de l'algorithme ci-joint :

```

1  from numpy import *
2  from random import *
3  #*****
4  def simulation(Lambda):
5      X,Y=[0]*8,[0]*4
6      for i in range(1,8):
7          X[i]=-log(random())/Lambda
8          if X[1]<=X[2]:
9              Y[1]=X[1]
10         else:
11             Y[1]=X[2]
12         if X[3]<=X[4]:
13             Y[2]=X[4]
14         else:
15             Y[2]=X[3]
16         if X[5]<=X[6]:
17             if X[5]<=X[7]:
18                 Y[3]=X[7]
19             else:
20                 Y[3]=X[5]
21         else:
22             if X[6]<=X[7]:
23                 Y[3]=X[7]
24             else:
25                 Y[3]=X[6]
26         return X[1:8],Y[1:4]
27 #*****
28 def Stat(N,Lambda):
29     S=array([0,0,0])
30     for i in range(N):
31         [X,Y]=simulation(Lambda)
32         S=S+Y
33     return S/N
34 #*****
35 Y=Stat(10000,1)
36 print('S='+str(Y))

```

- L'instruction n°7 exécutée pour $i = 1$ et n'est autre que, « $X(1) = -\log(\text{rand})/\text{Lambda}$ ». Vérifiez que la valeur de X_1 ainsi calculée est aléatoire de Loi exponentielle de paramètre $\lambda = \text{Lambda}$.
- Commenter les lignes 8 à 15 du script de la fonction simulation.
- Commenter les lignes 16 à 25 du script de la fonction simulation.
- Lors de l'exécution de l'instruction $Y = \text{Stat}(10000,1)$, nous avons enregistré la réponse suivante :
 $Y = [0.4995 \ 1.5095 \ 1.1667]$
 Que représente concrètement ces résultats ?

4. Nous allons déterminer les lois des variables Y_1, Y_2, Y_3 .

- Déterminer les fonctions de répartition de Y_1, Y_2, Y_3 .
- Montrer que les variables aléatoires Y_1, Y_2, Y_3 admettent des densités. Précisez ces densités, respectivement f_1, f_2, f_3 . Ne reconnaissez-vous pas en l'une d'elle une densité connue ?
- Calculer les espérances et les variances de ces variables Y_k
- Les résultats obtenus lors des 10000 simulations de l'expérience effectuées à la questions 3d sont-ils conformes aux prévisions ?

Exercice 2

Soit X une variable aléatoire définie sur l'espace (Ω, \mathcal{A}, P) admettant une densité f nulle sur \mathbb{R}_-^* et continue sur \mathbb{R}_+ . On note F la fonction de répartition de X .

On pose pour tout x de \mathbb{R}_+ :

$$\varphi(x) = \int_0^x t f(t) dt$$

1. Montrer que, pour tout x de \mathbb{R}_+ , on a : $\varphi(x) = \int_0^x [1 - F(t)] dt - x [1 - F(x)]$.

2. On suppose dans cette question que X admet une espérance mathématique, que l'on notera $E(X)$

(a) Établir, pour tout x de \mathbb{R}_+ , l'inégalité : $0 \leq x \int_x^{+\infty} f(t) dt \leq E(X) - \varphi(x)$.

(b) En déduire que $\lim_{x \rightarrow +\infty} x [1 - F(x)] = 0$. Prouver alors $E(X) = \int_0^{+\infty} [1 - F(t)] dt$.

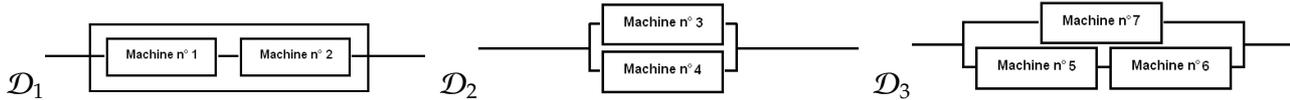
3. On suppose dans cette question que l'intégrale $\int_0^{+\infty} [1 - F(t)] dt$ est convergente.

(a) Montrer que φ est dérivable sur \mathbb{R}_+ . En désignant par φ' la dérivée de φ , calculer pour tout x de \mathbb{R}_+ , $\varphi'(x)$, et en déduire les variations de φ sur \mathbb{R}_+ .

(b) Justifier le fait que φ admet une limite en $+\infty$. En déduire que X admet une espérance mathématique, que l'on notera $E(X)$.

4. Dresser en une seule phrase le bilan des questions 2 et 3.

Correction du DM N°14 Exercice 1



Résumons cette correction à l'essentiel

- $Y_1 =$
- $Y_2 =$
- $Y_3 =$

Toutes ces variables aléatoires sont à valeurs positives.

Soit t un réel positif

$$[Y_1 > t] =$$

$$[Y_2 \leq t] =$$

$$[Y_3 \leq t] =$$

Or

- Toutes les machines sont en état de marche à l'instant $t = 0$.
- La probabilité pour chaque machine de n'avoir subi aucune panne entre les instants 0 et t vaut $q_t = \exp(-t)$.
- L'état de chaque machine est indépendant de celui des autres

Par conséquent

$$P(Y_1 > t) =$$

$$P(Y_2 \leq t) =$$

$$P(Y_3 \leq t) =$$

Les fonctions de répartition des variables aléatoires Y_1, Y_2, Y_3 sont donc F_1, F_2, F_3 définies par

$$\begin{aligned} \forall t \in \mathbb{R}, F_1(t) &= \{ \\ \forall t \in \mathbb{R}, F_2(t) &= \{ \\ \forall t \in \mathbb{R}, F_3(t) &= \{ \end{aligned}$$

- Ces fonctions de répartition sont de _____ sur les ouverts
- D'autre part _____ pour $k = 1, 2, 3$

Les fonctions F_1, F_2, F_3 sont donc

Le théorème de caractérisation des variables à densité permet de conclure

Y_1, Y_2, Y_3 sont donc des variables de densités respectives f_1, f_2, f_3 obtenues par dérivation

$$\begin{aligned} \forall t \in \mathbb{R}, f_1(t) &= \{ \\ \forall t \in \mathbb{R}, f_2(t) &= \{ \\ \forall t \in \mathbb{R}, f_3(t) &= \{ \end{aligned}$$

Les espérances des variables Y_1, Y_2, Y_3 valent donc respectivement

$$\begin{aligned} E(Y_1) &= &= &= \\ E(Y_2) &= &= &= \\ E(Y_3) &= &= &= \end{aligned}$$

Les espérances des variables Y_1^2, Y_2^2, Y_3^2 valent donc respectivement :

$$\begin{aligned} E(Y_1^2) &= & &= & &= \\ E(Y_2^2) &= & &= & &= \\ E(Y_3^2) &= & &= & &= \end{aligned}$$

Conclusion :

$E(Y_1) =$		$V(Y_1) =$	$=$
$E(Y_2) =$	et	$V(Y_2) =$	$=$
$E(Y_3) =$		$V(Y_3) =$	$=$

Analyse de la simulation proposée :

```

1 | from numpy import *
2 | from random import *
3 | *****
4 | def simulation(Lambda):
5 |     X,Y=[0]*8,[0]*4
6 |     for i in range(1,8):
7 |         X[i]=-log(random())/Lambda
8 |         if X[1]<=X[2]:
9 |             Y[1]=X[1]
10 |        else:
11 |            Y[1]=X[2]
12 |        if X[3]<=X[4]:
13 |            Y[2]=X[4]
14 |        else:
15 |            Y[2]=X[3]
16 |        if X[5]<=X[6]:
17 |            if X[5]<=X[7]:
18 |                Y[3]=X[7]
19 |            else:
20 |                Y[3]=X[5]
21 |        else:
22 |            if X[6]<=X[7]:
23 |                Y[3]=X[7]
24 |            else:
25 |                Y[3]=X[6]
26 |        return X[1:8],Y[1:4]
27 | *****
28 | def Stat(N,Lambda):
29 |     S=array([0,0,0])
30 |     for i in range(N):
31 |         [X,Y]=simulation(Lambda)
32 |         S=S+Y
33 |     return S/N
34 | *****
35 | S=Stat(10000,1)
36 | print('S='+str(S))

```

- L'instruction n°3 s'écrit mathématiquement $X = -\frac{1}{\lambda} \ln(\text{random})$ où random est distribuée selon une Loi uniforme sur $]0, 1[$.

– Univers Image :

random prend ses valeurs dans ; $\ln(\text{random})$ est : X est

$$\underline{X(\Omega) \subset}$$

– Pour x un réel strictement positif, $[X \leq x] =$

Or la probabilité de l'événement $[\text{random} \leq t]$ vaut

donc $P(X \leq x) =$ =

– Pour $x < 0$, $[X \leq x]$

Conclusion :

La fonction de répartition de la v.a X_k construite à l'instruction 3 est F définie par :

$\forall x \in \mathbb{R}, F(x) = \left\{ \begin{array}{l} \dots \\ \dots \end{array} \right.$

On reconnaît la loi

- Les lignes permettent de calculer les durées de vie des trois dispositifs.
 - Les lignes.....permettent de calculer $Y_1 = \min (\quad)$
 - Les lignes.....permettent de calculer $Y_2 = \max (\quad)$
 - Les lignes.....permettent de calculer $Y_3 = \max (\quad , \min (\quad))$
- Lors de l'exécution de l'instruction $Y = \text{Stat}(100000,1)$, nous avons enregistré la réponse suivante : $Y=[0.4995 \ 1.5095 \ 1.1667]$ dont les trois termes sont effectivement proches de

Exercice 2

$$\forall x > 0, \quad \varphi(x) = \int_0^x t f(t) dt$$

1. Intégration par partie

La fonction $F : x \mapsto \int_0^x f(t) dt$ est
 Or par hypothèse, f est \mathbb{R}^+

F est donc \mathbb{R}^+ et $\forall x > 0, F'(x) =$

Posons : $\forall t > 0, \quad$ et
 alors : $\forall t > 0, \quad$ et
 Ces fonctions sont continues sur \mathbb{R} .

Les fonctions u et v sont donc de classe C^1 , ce qui légitime l'intégration par partie suivante

Soit x un réel quelconque strictement positif

$$\int_0^x u(t) v'(t) dt =$$

soit

$$\int_0^x t f(t) dt =$$

Conclusion :

$$\forall x > 0, \quad \varphi(x) = \int_0^x [1 - F(t)] dt - x [1 - F(x)] \tag{1}$$

2. Le cas où $E(X)$ existe

On suppose ici que $E(X)$ existe, autrement dit que : $\int_{-\infty}^{+\infty} t f(t) dt$ est convergente

(a) Première inégalité

Soit x un réel positif quelconque

- $\int_x^{+\infty} f(t) dt$ est convergente ($\int_x^{+\infty} f(t) dt = P(X > x)$).
- Par hypothèse, $\int_{-\infty}^{+\infty} t \times f(t) dt$ est convergente : $\int_x^{+\infty} t \times f(t) dt$ l'est également.

$$\forall t \in [x, +\infty[, \quad 0 \leq x \leq t \quad \text{d'où} \quad 0 \leq \quad \leq$$

Intégrons membre à membre cette inégalité sur $[x, +\infty[$

$$0 \leq \quad \leq$$

Or

$$\int_x^{+\infty} dt = x \quad \text{et} \quad \int_x^{+\infty} dt = \underbrace{\phantom{\int_x^{+\infty} dt}}_{E(X)} - \underbrace{\phantom{\int_x^{+\infty} dt}}_{\varphi(x)}$$

Nous pouvons donc conclure

$$\boxed{\forall x > 0, \quad 0 \leq x \int_x^{+\infty} f(t) dt \leq E(X) - \varphi(x)} \quad (2)$$

(b) Autre expression de $E(X)$

Par hypothèse, $\int_x^{+\infty} f(t) dt$ est convergente, donc : $\lim_{x \rightarrow +\infty} \int_x^{+\infty} f(t) dt = 0$.

Ainsi

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} \varphi(x) = 0$$

Le théorème des gendarmes et l'inégalité obtenue en (2) conduisent à

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} \int_x^{+\infty} f(t) dt = 0 \quad \text{soit} \quad \lim_{x \rightarrow +\infty} \int_x^{+\infty} f(t) dt = 0$$

L'égalité obtenue en (1) s'écrit : $\forall x > 0, \quad \int_x^{+\infty} f(t) dt = \int_0^{+\infty} f(t) dt - \int_0^x f(t) dt = E(X) - \varphi(x)$

Or $\lim_{x \rightarrow +\infty} \int_x^{+\infty} f(t) dt \rightarrow 0$ et $\lim_{x \rightarrow +\infty} \int_0^x f(t) dt \rightarrow E(X)$

de sorte que $\lim_{x \rightarrow +\infty} \int_0^x [1 - F(t)] dt = E(X)$

Conclusion :

$$\boxed{\text{Si } E(X) \text{ existe, alors : } E(X) = \int_0^{+\infty} [1 - F(t)] dt}$$

3. Réciproque

On suppose ici que $\int_0^{+\infty} [1 - F(t)] dt$ est convergente.

(a) Variations de φ sur \mathbb{R}_+

$$\forall x > 0, \quad \varphi(x) = \int_0^x t f(t) dt$$

En tant qu'intégrale fonction de sa borne supérieure, φ est dérivable en

$$\boxed{\varphi \text{ est donc dérivable sur } \mathbb{R}_+ \quad \text{et} \quad \forall x > 0, \quad \varphi'(x) = \int_0^x f(t) dt \geq 0}$$

(b) Existence de $E(X)$.

L'égalité obtenue en (1) s'écrit : $\forall x > 0, \quad \varphi(x) = \int_0^x t f(t) dt$

Compte tenu de la positivité de f et de la convergence supposée de $\int_0^{+\infty} [1 - F(t)] dt$

$$\forall x > 0, \quad \varphi(x) \leq \int_0^x dt \leq \int_0^{+\infty} dt$$

Ainsi φ est une fonction croissante et majorée sur $[0, +\infty[$

Le théorème de la convergence monotone pour les fonctions permet de conclure

$$\boxed{\varphi \text{ admet une limite } L \text{ finie en } +\infty \\ \varphi(x) = \int_{-\infty}^x t f(t) dt = \int_{-\infty}^x t f(t) dt \xrightarrow{x \rightarrow +\infty} L}$$

L'intégrale $\int_0^{+\infty} [1 - F(t)] dt$ est donc convergente

Conclusion :

$$\boxed{\text{Si } \int_0^{+\infty} [1 - F(t)] dt \text{ est convergente} \\ \text{alors la variable aléatoire } X \text{ admet } E(X) = \int_0^{+\infty} [1 - F(t)] dt}$$

4. Bilan

Nous venons de prouver l'équivalence :

$$\text{existe} \Leftrightarrow \int_0^{+\infty} dt \text{ convergente}$$

Nous avons montré

$\int_0^{+\infty} dt \text{ convergente} \Rightarrow E(X) = \int_0^{+\infty} dt$
--