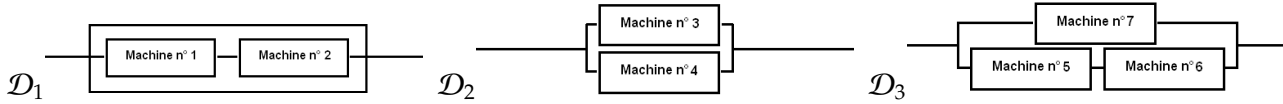


Correction du DM N°14 Exercice 1



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 dont 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

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

(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

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} \int_x^{+\infty} f(t) dt = 0 \quad \text{soit} \quad \lim_{x \rightarrow +\infty} \int_0^x f(t) dt = 0$$

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

Or $\lim_{x \rightarrow +\infty} \int_0^x f(t) dt = 0$ et $\lim_{x \rightarrow +\infty} \varphi(x) = 0$ donc $\lim_{x \rightarrow +\infty} \int_0^x [1 - F(t)] dt = 0$

de sorte que $\lim_{x \rightarrow +\infty} \int_0^x [1 - F(t)] dt = 0$

Conclusion :

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

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

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

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

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

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

$$\forall x > 0, \quad \varphi(x) \leq \int_0^x t f(t) dt + \int_0^{+\infty} [1 - F(t)] dt$$

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

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

$$\varphi \text{ admet une limite } L \text{ finie en } +\infty$$

$$\varphi(x) = \int_{-\infty}^x t f(t) dt = \int_{-\infty}^x t f(t) dt \xrightarrow{x \rightarrow +\infty} L$$

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

Conclusion :

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

4. Bilan

Nous venons de prouver l'équivalence :

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

Nous avons montré

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