

Corrigé du DM n°2

À rendre le 04/11/2024

Exercice 1

Partie I : Étude d'une suite.

1. On a

$$PQ = \begin{pmatrix} 3 & -3 \\ 2 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \frac{1}{9} & \frac{1}{3} \\ -\frac{2}{9} & \frac{1}{3} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$$

et

$$D = \frac{1}{9} \begin{pmatrix} 1 & 3 \\ -2 & 3 \end{pmatrix} \frac{1}{9} \begin{pmatrix} 0 & 9 \\ 2 & 3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 3 & -3 \\ 2 & 1 \end{pmatrix} = \frac{1}{81} \begin{pmatrix} 1 & 3 \\ -2 & 3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 18 & 9 \\ 12 & -3 \end{pmatrix} = \frac{1}{81} \begin{pmatrix} 54 & 0 \\ 0 & -27 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{2}{3} & 0 \\ 0 & -\frac{1}{3} \end{pmatrix}.$$

2. Comme $PQ = I_2$, P est inversible et $P^{-1} = Q$.

3. Soit $n \geq 1$.

$$X_{n+1} = \begin{pmatrix} u_{n+1} \\ u_{n+2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} u_{n+1} \\ \frac{1}{3}u_{n+1} + \frac{2}{9}u_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ \frac{2}{9} & \frac{1}{3} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_n \\ u_{n+1} \end{pmatrix} = AX_n.$$

Par ailleurs, $PY_n = PQX_n = I_2X_n = X_n$ et

$$Y_{n+1} = QX_{n+1} = QAX_n = QAPY_n = DY_n.$$

4. On effectue un raisonnement par récurrence. Notons, pour $n \geq 1$, \mathcal{P}_n la propriété $Y_n = D^{n-1}Y_1$.

• Initialisation : $D^{1-1}Y_1 = I_2Y_1 = Y_1$; donc \mathcal{P}_1 est vraie.

• Hérédité : Soit $n \geq 1$ tel que \mathcal{P}_n est vraie.

On a alors $Y_{n+1} = DY_n$;

mais par hypothèse de récurrence $Y_n = D^{n-1}Y_1$,

donc $Y_{n+1} = DD^{n-1}Y_1 = D^nY_1$;

donc \mathcal{P}_{n+1} est vraie.

• Conclusion : En application du principe de récurrence, \mathcal{P}_n est vraie pour tout $n \geq 1$.

5.

$$Y_1 = QX_1 = \frac{1}{9} \begin{pmatrix} 1 & 3 \\ -2 & 3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 \\ 4 \end{pmatrix} = \frac{1}{9} \begin{pmatrix} \frac{4}{3} \\ \frac{4}{3} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{4}{27} \\ \frac{4}{27} \end{pmatrix}.$$

$$Y_n = D^{n-1}Y_1 = \begin{pmatrix} \left(\frac{2}{3}\right)^{n-1} & 0 \\ 0 & \left(\frac{-1}{3}\right)^{n-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \frac{4}{27} \\ \frac{4}{27} \end{pmatrix} = \frac{4}{27} \begin{pmatrix} \left(\frac{2}{3}\right)^{n-1} \\ \left(\frac{-1}{3}\right)^{n-1} \end{pmatrix}.$$

6. On a alors, pour tout $n \geq 1$,

$$X_n = PY_n = \begin{pmatrix} 3 & -3 \\ 2 & 1 \end{pmatrix} \frac{4}{27} \begin{pmatrix} \left(\frac{2}{3}\right)^{n-1} \\ \left(\frac{-1}{3}\right)^{n-1} \end{pmatrix} = \frac{4}{27} \begin{pmatrix} 3 \left(\frac{2}{3}\right)^{n-1} - 3 \left(\frac{-1}{3}\right)^{n-1} \\ 2 \left(\frac{2}{3}\right)^{n-1} + \left(\frac{-1}{3}\right)^{n-1} \end{pmatrix}.$$

On en déduit que

$$u_n = \frac{4}{9} \left[\left(\frac{2}{3}\right)^{n-1} - \left(\frac{-1}{3}\right)^{n-1} \right].$$

Partie II : Probabilités discrètes.

1. (a) def Ber(p):

```
tir=rd.random()
if tir < p :
    X = 1
else :
    X = 0
return X
```

(b) `\begin{verbatim}`

```
p = 2/3 # Probabilité d'obtenir pile à chaque lancer
a = Ber(p) #premier tirage :
b = Ber(p) # deuxième tirage
n=2 # nombre de tirages effectués
# Tout au long de la boucle qui suit,
# a vaut 1 si le tirage n-1 a donné Pile et
# b vaut 1 si le tirage n a donné Pile
while a == 0 or b == 0 :
    n = n+1
    a = b
    b = ber(p)

print( "rangs auxquels est apparu le premier double pile : ")
print ([n-1 ,n] )
```

2. $v_2 = P(\overline{F_1} \cap \overline{F_2}) = P(\overline{F_1})P(\overline{F_2})$ (par indépendance) ; donc $v_2 = (2/3)^2 = 4/9$.

$$v_3 = P(F_1 \cap \overline{F_2} \cap \overline{F_3}) = (1/3).(2/3).(2/3) = 4/27.$$

On a :

$$\frac{1}{3}v_2 + \frac{2}{9}v_1 = \frac{1}{3} \cdot \frac{4}{9} = \frac{4}{27} = v_3.$$

3. Soit $n \geq 2$. Si au premier lancer on a obtenu PILE, la réalisation de l'événement D_{n+2} nécessite l'obtention d'un FACE au deuxième lancer.

Il reste ensuite n lancers et tout se passe comme si on reprenait au début ; c'est à dire la probabilité de D_{n+2} sachant $\overline{F_1}$ et F_2 est égale à la probabilité de D_n .

On en déduit que:

$$P_{\overline{F_1}}(D_{n+2}) = P_{\overline{F_1}}(F_2 \cap D_{n+2}) = P_{\overline{F_1}}(F_2)P_{\overline{F_1} \cap F_2}(D_{n+2}) = P_{\overline{F_1}}(F_2)P(D_n) = \frac{1}{3}v_n.$$

4. Pour $n \geq 2$, si F_1 s'est produit, il reste $n + 1$ lancers pour parvenir à D_{n+2} et tout se passe comme si on avait repris à zéro. Donc

$$P_{F_1}(D_{n+2}) = P(D_{n+1}) = v_{n+1}.$$

5. Soit $n \geq 2$. Les événements F_1 et $\overline{F_1}$ forment un système complet ; on a donc, d'après la formule des probabilités totales,

$$v_{n+2} = P(D_{n+2}) = P(\overline{F_1})P_{\overline{F_1}}(D_{n+2}) + P(F_1)P_{F_1}(D_{n+2}).$$

En utilisant les questions précédentes,

$$v_{n+2} = \frac{2}{3} \frac{1}{3} v_n + \frac{1}{3} v_{n+1} = \frac{1}{3} v_{n+1} + \frac{2}{9} v_n.$$

6. La suite $(v_n)_{n \geq 1}$ vérifie les mêmes conditions initiales et la même relation de récurrence que $(u_n)_{n \geq 1}$; ces deux suites sont donc égales. On déduit donc de la partie **I** que pour tout $n \geq 1$,

$$P(D_n) = \frac{4}{9} \left[\left(\frac{2}{3} \right)^{n-1} - \left(-\frac{1}{3} \right)^{n-1} \right].$$

- 7.

$$\overline{E_n} = D_1 \cup \dots \cup D_n ;$$

cette union étant disjointe. On en déduit que

$$1 - P(E_n) = \sum_{k=1}^n P(D_k).$$

et donc

$$P(E_n) = 1 - \sum_{k=2}^n v_k.$$

8. On a

$$\sum_{k=2}^n v_k = \sum_{k=2}^n \frac{4}{9} \left[\left(\frac{2}{3} \right)^{k-1} - \left(-\frac{1}{3} \right)^{k-1} \right] = \frac{4}{9} \sum_{k=2}^n \left(\frac{2}{3} \right)^{k-1} - \frac{4}{9} \sum_{k=2}^n \left(-\frac{1}{3} \right)^{k-1} ;$$

d'où

$$\sum_{k=2}^n v_k = \frac{4}{9} \cdot \frac{2}{3} \cdot \frac{1 - \left(\frac{2}{3} \right)^{n-1}}{1 - \frac{2}{3}} - \frac{4}{9} \cdot \frac{-1}{3} \cdot \frac{1 - \left(-\frac{1}{3} \right)^{n-1}}{1 - \frac{-1}{3}} = \frac{8}{9} \left(1 - \left(\frac{2}{3} \right)^{n-1} \right) + \frac{1}{9} \left(1 - \left(-\frac{1}{3} \right)^{n-1} \right).$$

Et donc

$$P(E_n) = 1 - \sum_{k=2}^n v_k = \frac{8}{9} \left(\left(\frac{2}{3} \right)^{n-1} \right) + \frac{1}{9} \left(\left(-\frac{1}{3} \right)^{n-1} \right).$$

Or

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \left(\frac{2}{3} \right)^{n-1} = 0 \quad \text{et} \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} \left(-\frac{1}{3} \right)^{n-1} = 0 ;$$

d'où

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P(E_n) = 0.$$

Exercice 2 (facultatif)

D'après EDHEC E 2007

1. (a)

```
import numpy.random as rd
def lancer():
    a = rd.random()
    if a < 1/2 :
        L = 1
    else:
        L = 0
    return L
```

(b)

```
Z = 1 # nombre de lancers effectués
L = lancer() # résultat du premier lancer
while L != 1:
    Z = Z+1
    L = lancer()

print(Z)
```

```
Z = 1 # nombre de lancers effectués
L = lancer() # résultat du premier lancer
while L != 1:
    Z = Z+1
    L = lancer()

X = rd.randint(1, Z)
print(X)
```

(2) Comme $0 \leq \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \leq \left(\frac{1}{2}\right)^k$ et que la série de terme général $\left(\frac{1}{2}\right)^k$ est convergente, alors par comparaison de séries à termes positifs :

Conclusion : la série $\sum_{k \geq 1} \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k$ est convergente

3. Z est le rang du premier pile dans une suite de lancers indépendants ayant tous la probabilité $\frac{1}{2}$ de donner pile donc

Conclusion : $Z \hookrightarrow \mathcal{G}\left(\frac{1}{2}\right)$ et donc $E(Z) = 2$ et $V(Z) = \frac{1/2}{(1/2)^2} = 2$

4. (a) Pour tout (i, k) de $\mathbb{N}^* \times \mathbb{N}^*$, sachant $Z = k$, les numéros de 1 à k sont équiprobables.

Conclusion : $P_{Z=k}(X = i) = \begin{cases} 0 & \text{si } i > k \\ \frac{1}{k} & \text{si } i \in [[1, k]] \end{cases}$

- (b) Comme $(Z = k)_{k \in \mathbb{N}^*}$ est un système complet d'événements alors, d'après la formule des probabilités totales,

$$\begin{aligned} P(X = i) &= \sum_{k=1}^{+\infty} P_{Z=k}(X = i) P(Z = k) \\ &= \sum_{k=1}^{i-1} 0 + \sum_{k=i}^{+\infty} \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \\ &= \sum_{k=i}^{+\infty} \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \end{aligned}$$

découpage valide pour $i - 1 \geq 1$ mais le résultat reste exact pour $i = 1$ où le découpage de la somme est inutile.

Conclusion :
$$P(X = i) = \sum_{k=i}^{+\infty} \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \text{ pour tout } i \in \mathbb{N}^*$$

- (c) On calcule la somme :

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^{+\infty} P(X = i) &= \sum_{i=1}^{+\infty} \sum_{k=i}^{+\infty} \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} \sum_{i=1}^k \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} \left[\frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \sum_{i=1}^k 1 \right] \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} \left[\frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k k \right] \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^k - 1 = \frac{1}{1 - \frac{1}{2}} - 1 \\ &= 1 \end{aligned}$$

car $|\frac{1}{2}| < 1$

Conclusion :
$$\sum_{i=1}^{+\infty} P(X = i) = 1$$

5. (a) Pour majorer $P(X = i) = \sum_{k=i}^{+\infty} \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k$ on majore son contenu :
 Pour tout $k \geq i : \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \leq \frac{1}{i} \left(\frac{1}{2}\right)^k$ et donc

$$iP(X = i) \leq \sum_{k=i}^{+\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^k .$$

On en déduit

$$iP(X = i) \leq \left(\frac{1}{2}\right)^i \frac{1}{1 - 1/2} = \left(\frac{1}{2}\right)^{i-1} .$$

Conclusion :
$$\forall i \in \mathbb{N}^* : iP(X = i) \leq \left(\frac{1}{2}\right)^{i-1}$$

- (b) On a donc $0 \leq |iP(X = i)| \leq \left(\frac{1}{2}\right)^{i-1}$ et comme la série $\sum_{i \geq 1} \left(\frac{1}{2}\right)^{i-1}$ converge alors par majoration de termes positifs, la série $\sum_{i \geq 1} iP(X = i)$ converge absolument

Conclusion : X a une espérance.

- (c) On a alors

$$\begin{aligned}
 E(X) &= \sum_{i=1}^{+\infty} iP(X = i) \\
 &= \sum_{i=1}^{+\infty} \left[i \sum_{k=i}^{+\infty} \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \right] \text{ et en permutant} \\
 &= \sum_{k=1}^{+\infty} \sum_{i=1}^k \left[\frac{i}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \right] \\
 &= \sum_{k=1}^{+\infty} \left[\frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \sum_{i=1}^k i \right] \\
 &= \sum_{k=1}^{+\infty} \left[\frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \frac{k(k+1)}{2} \right] \\
 &= \sum_{k=1}^{+\infty} \left(\frac{k+1}{2} \left(\frac{1}{2}\right)^k \right) \text{ réindexé } h = k + 1 \\
 &= \sum_{h=2}^{+\infty} h \left(\frac{1}{2}\right)^h = \frac{\frac{1}{2}}{\left(1 - \frac{1}{2}\right)^2} - \frac{1}{2} \\
 &= \frac{3}{2}
 \end{aligned}$$

Conclusion : On a bien $E(X) = \frac{3}{2}$

6. (a) Comme $i^2P(X = i) \leq i \left(\frac{1}{2}\right)^{i-1}$ dont la série converge, alors par majoration de termes positifs, la série $\sum_{i \geq 1} i^2P(X = i)$ converge absolument

Conclusion : X^2 a donc une espérance et X a un moment d'ordre 2

- (b) Et comme précédemment :

$$\begin{aligned}
 E(X^2) &= \sum_{i=1}^{+\infty} i^2P(X = i) \\
 &= \sum_{k=1}^{+\infty} \left[\frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \sum_{i=1}^k i^2 \right] \\
 &= \sum_{k=1}^{+\infty} \left[\frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \frac{k(k+1)(2k+1)}{6} \right] \\
 &= \frac{1}{6} \sum_{k=1}^{+\infty} (k+1)(2k+1) \left(\frac{1}{2}\right)^k
 \end{aligned}$$

(c) On développe de part et d'autre :

$$\begin{aligned}(k+1)(2k+1) &= 2k^2 + 3k + 1 \\ ak(k-1) + bk + c &= ak^2 + (b-a)k + c\end{aligned}$$

Donc pour $c = 1$: $a = 2$ et $b = 3 + a = 5$ on a

$$\text{Conclusion : } \boxed{2k(k-1) + 5k + 1 = (k+1)(2k+1)}$$

(d) On a alors

$$\begin{aligned}E(X^2) &= \frac{1}{6} \sum_{k=1}^{+\infty} (2k(k-1) + 5k + 1) \left(\frac{1}{2}\right)^k \\ &= \frac{1}{3} \left(\frac{1}{2}\right)^2 \sum_{k=1}^{+\infty} k(k-1) \left(\frac{1}{2}\right)^{k-2} + \frac{5}{6} \frac{1}{2} \sum_{k=1}^{+\infty} k \left(\frac{1}{2}\right)^{k-1} + \frac{1}{6} \left[\sum_{k=0}^{+\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^k - 1 \right] \\ &= \frac{1}{3} \left(\frac{1}{2}\right)^2 \frac{2}{\left(1 - \frac{1}{2}\right)^3} + \frac{5}{6} \frac{1}{2} \frac{1}{\left(1 - \frac{1}{2}\right)^2} + \frac{1}{6} \left[\frac{1}{1 - \frac{1}{2}} - 1 \right] \\ &= \frac{4}{3} + \frac{5}{3} + \frac{1}{6} \\ &= \frac{19}{6}\end{aligned}$$

Et

$$V(X) = E(X^2) - E(X)^2 = \frac{19}{6} - \frac{9}{4} = \frac{11}{12}.$$

$$\text{Conclusion : } \boxed{V(X) = \frac{11}{12}}$$

7. (a) Pour $x \neq 1$ et $n \in \mathbb{N}$ on a :

$$\sum_{k=1}^n x^{k-1} = \sum_{h=0}^{n-1} x^h = \frac{1-x^n}{1-x}$$

(b) Soit donc pour tout $x \neq 1$: $f(x) = \sum_{k=1}^n x^{k-1} = \frac{1-x^n}{1-x}$ continue sur $[0, \frac{1}{2}]$ donc

$$\int_0^{1/2} f(x) dx = \int_0^{1/2} \sum_{k=1}^n x^{k-1} dx = \sum_{k=1}^n \left[\frac{x^k}{k} \right]_0^{1/2} = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k.$$

Et d'autre part

$$\begin{aligned}\int_0^{1/2} f(x) dx &= \int_0^{1/2} \frac{1-x^n}{1-x} dx \\ &= \int_0^{1/2} \frac{1}{1-x} dx - \int_0^{1/2} \frac{x^n}{1-x} dx \\ &= [-\ln(1-x)]_0^{1/2} - \int_0^{1/2} \frac{x^n}{1-x} dx \\ &= \ln(2) - \int_0^{1/2} \frac{x^n}{1-x} dx\end{aligned}$$

$$\text{Conclusion : } \boxed{\text{Donc } \forall n \in \mathbb{N}^* : \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k = \ln(2) - \int_0^{1/2} \frac{x^n}{1-x} dx}$$

(c) Sur $[0, 1/2]$ on encadre le contenu :

$$\begin{aligned} 0 &\leq x^n \leq \left(\frac{1}{2}\right)^n \text{ et} \\ \frac{1}{2} &\leq 1-x \leq 1 \text{ donc} \\ 0 &\leq \frac{1}{1-x} \leq 2 \\ 0 &\leq \frac{x^n}{1-x} \leq 2 \left(\frac{1}{2}\right)^n \end{aligned}$$

et comme $0 \leq \frac{1}{2}$ (bornes) on obtient

$$0 \frac{1}{2} \leq \int_0^{1/2} \frac{x^n}{1-x} dx \leq \frac{1}{2} 2 \left(\frac{1}{2}\right)^n$$

$$\text{Conclusion : } \boxed{\forall n \in \mathbb{N}^* : 0 \leq \int_0^{1/2} \frac{x^n}{1-x} dx \leq \left(\frac{1}{2}\right)^n}$$

et par encadrement ($|1/2| < 1$ donc $(1/2)^n \rightarrow 0$) $\int_0^{1/2} \frac{x^n}{1-x} dx \rightarrow 0$ quand $n \rightarrow +\infty$

$$\text{Conclusion : } \boxed{\lim_{n \rightarrow +\infty} \int_0^{1/2} \frac{x^n}{1-x} dx = 0}$$

(d) On revient à

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k &= \ln(2) - \int_0^{1/2} \frac{x^n}{1-x} dx \\ &\rightarrow \ln(2) \end{aligned}$$

Donc $\sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k = \ln(2)$ ce qui est

$$\text{Conclusion : } \boxed{P(X=1) = \ln(2)}$$

On a $P(X=2) = \sum_{k=2}^{+\infty} \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k - \frac{1}{2}$

$$\text{Conclusion : } \boxed{P(X=2) = \ln(2) - \frac{1}{2}}$$

(e) L'événement $(X \geq 3)$ est l'événement contraire de $(X=1 \cup X=2)$ donc $P(X \geq 3) = 1 - P(X=1) - P(X=2)$ et

$$\text{Conclusion : } \boxed{P(X \geq 3) = \frac{3}{2} - 2 \ln(2)}$$

On obtient comme valeur approchée :

$$P(X \geq 3) \simeq 1,5 - 1,4 \simeq 0,1$$