EXERCICE 1: [Correction]

Soit (A, B) un couple de variables aléatoires discrètes, définies sur un espace probabilisé $(\Omega, \mathcal{B}, P)$, à valeurs dans $\mathbb{N} \times \mathbb{N}$, telles que, pour tout (i, j) de $\mathbb{N}^2$, on a :

$$P[(A = i) \cap (B = j)] = C \times \frac{e^{-i}}{j^2 + 3j + 2}.$$

1. a) Montrer que $C = 1 - e^{-1}$.
 b) Déterminer la loi de A , préciser son espérance et sa variance.
 c) Les variables aléatoires A et B sont-elles indépendantes ?
2. Soit Z la variable aléatoire égale à $5A + 7B$.
 a) Écrire un programme qui, n étant donné, calcule $P(Z = n)$.
 b) En déduire la probabilité de l'événement $(Z = 23)$. Démontrer le résultat.

EXERCICE 2: [Correction]

Un sac contient n jetons numérotés de 1 à n . On tire un jeton au hasard, on note son numéro et on le remet dans le sac. On appelle X la variable aléatoire qui prend pour valeur ce numéro.

Lorsque ce numéro est k , on distribue au hasard k billes dans p boîtes $B_1, \dots, B_p$. On désigne par Y_i la variable aléatoire égale au nombre de billes reçues par la boîte B_i ($i \in \{1, \dots, p\}$).

1. Écrire un programme qui permette de simuler informatiquement la p -liste $(Y_1, \dots, Y_p)$.
2. a) Étant donné une variable aléatoire Z , et un nombre entier N grand. Donnez une variable qui approche de $\mathbb{E}[Z]$ et rappelez le théorème permettant de faire cette affirmation.
 b) Écrire un programme permettant de donner une approximation de l'ensemble des $\mathbb{E}[Y_i]$ pour n, p donnés.
 c) Testez ce programme pour diverses valeurs de n et p . À n et p fixés, comparez les $\mathbb{E}[Y_i]$ pour $i \in \llbracket 1, p \rrbracket$. Le résultat est-il cohérent ?
3. Déterminer la loi du couple (X, Y_i) pour $i \in \{1, \dots, p\}$.
4. On cherche maintenant à établir *a priori* une relation entre $\mathbb{E}[Y_1]$ et n .
 a) Écrire un programme permettant de dessiner, à p fixé, le graphique des valeurs approchées de $\mathbb{E}[Y_1]$ pour une abscisse n valant 10, 20, $\dots$, 100.
 b) Testez ce programme pour diverses valeurs de p . Qu'en déduisez-vous ?
 c) Vérifions maintenant l'observation faite dans la question précédente. En vous servant de la loi du couple (X, Y_i) , calculer l'espérance de Y_i pour $i \in \{1, \dots, p\}$.
5. Déterminer l'espérance de la variable aléatoire $\frac{Y_i}{X}$.

EXERCICE 3: [Correction]

Une puce se déplace dans un plan muni d'un repère orthonormé. Elle part de l'origine O des coordonnées à l'instant 0. Si à l'instant $t = k, k \in \mathbb{N}$ il se situe au point de coordonnées (X_k, Y_k) , alors à l'instant $t = k + 1$ il se trouve au point de coordonnées (X_{k+1}, Y_{k+1}) de sorte que $A_{k+1} = X_{k+1} - X_k$ et $B_{k+1} = Y_{k+1} - Y_k$ suivent la loi normale $\mathcal{N}(0, 1)$. On suppose les A_i et les B_j mutuellement indépendantes. Soit $\Phi_{m, \sigma}$ la fonction de répartition de la loi normale $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$ et $\varphi_{m, \sigma}$ une densité de cette loi.

Si Z est une variable suivant une loi normale $\mathcal{N}(0, 1)$, on donne/rappelle les commandes suivantes en python :

```
1 import scipy.stats as sc
2
3 sc.norm.rvs() # simule une valeur aléatoire de Z.
4 sc.norm.pdf(x) # renvoie Phi_{0,1}(x)
```

La commande `hist` du module `matplotlib.pyplot` permet de réaliser des histogrammes de la façon suivante :

```
1 plt.hist(L) # dessine un histogramme des
              données correspondant à la liste des caractères
              L de chaque individu. Par défaut, la découpe se
              fait en 10 classes
2 plt.hist(L, density=True) # rend un histogramme d
                             'aire totale = 1
```

1. Simuler informatiquement une série de n déplacements sous forme de graphique.
2. a) Quelle est la loi suivie par X_n ?
 b) Soit M_n le point de coordonnées (X_n, Y_n) . Exprimer, à l'aide de la fonction $\Phi_{0,1}$, la probabilité qu'à l'instant n , le point M_n se trouve dans le carré $C = [-1, 1]^2$.
3. Soit n fixé. On se donne un N échantillon du couple (X_n, Y_n) . Le graphique ci-dessous exprime, pour $n = 10$, la courbe donnant la proportion empirique de points M_n présents dans C et la probabilité théorique $p(M_n \in C)$.

Que peut-on déduire

théoriquement ce résultat.

4. Soit D_n la distance de M_n à l'origine : $D_n = \sqrt{X_n^2 + Y_n^2}$.
 - a) Établir un histogramme pour N réalisations de D_n^2 pour N grand.
 - b) Fixez un n et observez. De quelle loi connue semble se rapprocher (graphiquement) la loi de D_n^2 ?
5. Considérons ici que l'on accepte la conjecture faite dans la question précédente.
 - a) Par quel moyen peut-on obtenir une valeur approchée du paramètre de cette loi ?
 - b) En déduire un programme `inv_paramDn2(n)` permettant, pour un n fixé, de déterminer une approximation de l'inverse du paramètre de la loi de D_n^2 .
 - c) Dessinez le graphique des `[n, inv_paramDn2(n)]` pour n variant de 1 à 100 et proposez finalement une possible loi pour D_n^2 .

EXERCICE 4: [Correction] Oral Agro-Veto 2018

On pourra utiliser pour les programmes Python les fonctions `matrix` et `linalg.matrix_rank()` du module `numpy`, qui permettent respectivement de définir une matrice et de déterminer le rang d'une matrice, comme le montre l'exemple suivant :

```
1 import numpy as np
2 A=np.matrix( [ [1 ,2 ,1] , [2 ,3 ,2], [3 ,5 ,3]] )
```

Dans le shell,

```
np.linalg.matrix_rank (A)
```

donne le rang de $A = \begin{pmatrix} 1 & 2 & 1 \\ 2 & 3 & 2 \\ 3 & 5 & 3 \end{pmatrix}$, c'est-à-dire 2.

On considère la matrice :

$$A = \begin{pmatrix} 3 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \\ -3 & 0 & -1 \end{pmatrix}.$$

1. a) Écrire une fonction Python prenant en arguments deux vecteurs de taille 3 et renvoyant un booléen (`True` ou `False`) indiquant s'ils sont colinéaires. (On pourra représenter les vecteurs par des listes).
- b) Écrire une fonction Python `vecteurs_propres(u)` prenant en argument un vecteur de taille 3 et renvoyant un booléen (`True` ou `False`) indiquant s'il est un vecteur propre de A .
2. a) Vérifier (à l'aide de Python par exemple) que -1 , 1 , 2 sont valeurs propres de A et préciser ensuite pour chacune un vecteur propre associé.
- b) La matrice A est-elle diagonalisable ?
3. Soient $X_1, \dots, X_n$, n variables aléatoires indépendantes suivant la loi de Bernoulli de paramètre $p \in]0; 1[$. On note : $M_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k$ et $M_n^* = \frac{M_n - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}}$.

- a) Donner, pour $\alpha \in \mathbb{R}_+^*$, l'approximation de la probabilité

$$P([-\alpha < M_n^* < \alpha])$$

donnée par le théorème central limite.

- b) En déduire que $P\left(M_n - \frac{1}{\sqrt{n}} \leq p \leq M_n + \frac{1}{\sqrt{n}}\right) \geq 0,95$.

On pourra admettre que, $\forall x \in [0; 1]$, $x(1-x) \leq \frac{1}{4}$ et si Φ désigne la fonction de répartition d'une variable suivant une loi normale centrée réduite, alors $\Phi(1,96) \approx 0,975$.

4. On note N_V le nombre de vecteurs propres de A dont les coefficients sont des entiers de $[-5; 5]$.
 - a) Expliquer comment le programme suivant permet d'estimer la valeur de N_V :

```
1 def simul () :
2     u = [ randint ( -5 ,5) for k in range (3) ]
3     return vecteurs_propres (u)
4 n = 10000 # Valeur de n a definir.
5 nb = 0
6 for k in range (n):
7     if simul () :
8         nb += 1
9 print ( round ( nb/n *11**3) ) # round (x) = l'entier
    le plus proche de x.
```

- b) Comment choisir n pour que l'on soit sûr à 95% de la valeur affichée ?
- c) Commenter le résultat obtenu.

Exercice 1

1. a) On a :

$$1 = C \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{j^2 + 3j + 2} \left(\sum_{i=0}^{\infty} e^{-i} \right) = \frac{C}{1 - e^{-1}} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{j+1} - \frac{1}{j+2} \right)$$

$$\text{et comme } \sum_{j=0}^n \left(\frac{1}{j+1} - \frac{1}{j+2} \right) = 1 - \frac{1}{n+2} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1,$$

il vient :

$$C = 1 - e^{-1}$$

b) La loi de A est donnée par, pour tout $i \in \mathbb{N}$:

$$P(A = i) = \sum_{j=0}^{\infty} P(A = i \cap B = j) = e^{-i}(1 - e^{-1})$$

Donc A suit la loi géométrique à valeur dans $\mathbb{N}$ de paramètre $p = 1 - e^{-1}$, et :

$$E(A) = \frac{1}{e-1} - 1 \quad \text{et} \quad V(A) = \frac{e}{(e-1)^2}$$

c) On a $B(\Omega) = \mathbb{N}$ et pour tout $j \in \mathbb{N}$:

$$P(B = j) = \frac{1}{j^2 + 3j + 2}$$

ce qui entraîne que A et B sont indépendantes.

2. a) On a

$$\begin{aligned} P(Z = n) &= P(5A + 7B = n) \\ &= \sum_{i=0}^{+\infty} P(5A + 7B = n, A = i) \\ &= \sum_{i=0}^{+\infty} P(7B = n - 5i, A = i) \\ &= \sum_{i=0}^{+\infty} P(7B = n - 5i)P(A = i) \end{aligned}$$

Pour que le terme $P(7B = n - 5i, A = i)$ soit non nul, il faut que

$$n - 5i \geq 0$$

i.e.

$$i \leq \frac{n}{5}$$

$$P(Z = n) = \sum_{i=0}^{\lfloor \frac{n}{5} \rfloor} P(7B = n - 5i)P(A = i)$$

somme pour laquelle les termes non nuls sont ceux tels que $n - 5i$ sont multiples de 7.

```

1 import numpy as np
2
3 def ProbaZ(n):
4     '''Calcul P(Z=n) = somme de i entier positif
5         inférieur ou égal à n/5 de P(B=(n-5i)/7, A=i)
6         pour les (n-5i)/7 entiers.'''
7
8     s=0 # initialisation de la somme
9     i=0 # valeur de A
10    max_des_i=n/5
11    C=1-np.exp(-1)
12    while i<=max_des_i:
13        if int((n-5*i)/7)==(n-5*i)/7: # si cette
14            valeur est entière
15            j=(n-5*i)/7
16            s+=C*np.exp(-i)/(j**2+3*j+2)
17            i+=1
18    return(s)

```

b) On a $P(Z = 23) = 0$: en effet, il suffit d'essayer les valeurs possibles de B qui sont $0, \dots, 3$, pour voir que $23 - 7B$ n'est pas un multiple de 5 ou si $23 - 5A$ n'est pas multiple de 7.

Exercice 2

1. On propose le programme suivant :

```

1 def SimulY(n,p):
2     X=randint(1,n) # Simule le numéro X du jeton
                     tiré en première étape.
3     Y=[0]*p      # Initialisation de la liste Y=[Y1
                     ,...,Yp]
4     for i in range(X): # on prend une bille après l
                     'autre
5         # choix du numéro de la boîte pour la bille
                     i
6         b=randint(1,p)
7         # les indices de python vont de 0 à p-1 au
                     lieu de 1 à p. On rajoute une bille dans
                     la boîte d'indice b-1
8         Y[b-1]+=1
9     return(Y)

```

2. a) Étant donné un n -échantillon de Z , la loi faible des grands nombres permet d'affirmer que la moyenne empirique $Z^* = \frac{A_1 + \dots + Z_N}{N}$ est une valeur approchée de $\mathbb{E}[Z]$.

b) On propose le programme suivant :

```

1 def ApprocheE(n,p):
2     '''Donne la liste des valeurs approchées de E[
3     Zi] par TCL.'''
4     nb_simul=1000 # nb de simulations
5     L=[0]*p # initialisatoin de la liste L des
                     sommes pour chaque Yi
6     for k in range(nb_simul):
7         Y=SimulY(n,p)
8         for i in range(p):
9             L[i]+=Y[i]
10    E=[1/nb_simul for l in L]
11    return(E)

```

c) Il semblerait que

$$\mathbb{E}[Y_1] = \dots = \mathbb{E}[Y_p]$$

ce qui semble cohérent puisque les boîtes sont choisies au hasard.

3. • La variable X suit la loi uniforme sur $\llbracket 1, n \rrbracket$ et Y_i est à valeurs dans $\llbracket 0, n \rrbracket$.

• Soit donc $(k, \ell) \in \llbracket 1, n \rrbracket \times \llbracket 0, n \rrbracket$, on a

★ Si $\ell > k$, il est clair que $P((X = k) \cap (Y_i = \ell)) = 0$

★ Si $\ell \leq k$,

$$P((X = k) \cap (Y_i = \ell)) = P(X = k)P_{(X=k)}(Y_i = \ell)$$

Or

$$P(X = k) = \frac{1}{n} \quad \text{et} \quad P_{(X=k)}(Y_i = \ell) = \binom{k}{\ell} \left(\frac{1}{p}\right)^\ell \left(1 - \frac{1}{p}\right)^{k-\ell}$$

(succession de k expériences indépendantes à deux issues : tomber dans B_i ou tomber dans une autre boîte). Ainsi :

$$P((X = k) \cap (Y_i = \ell)) = \frac{1}{n} \binom{k}{\ell} \left(\frac{1}{p}\right)^\ell \left(1 - \frac{1}{p}\right)^{k-\ell}$$

4. a)

```

1 import matplotlib.pyplot as plt
2
3 def DessineE(p):
4     ab=[k*10 for k in range(1,11)] # valeurs de n
5     =10,20,...,100 en abscisse
6
7     E1=[] # liste des E[Y1] pour n=10,20,...,100
8     for k in range(10):
9         E1+=[ApprocheE((k+1)*10, p) [1]]
10    # Dessinons le graphes de EY1
11    plt.clf()
12    plt.plot(ab,E1)

```

b) Il semblerait qu'il existe $a, b \in \mathbb{R}$ tels que $\mathbb{E}[Y_1] = an + b$, où a et b dépendent de p .

c) Y_i est une variable fini, donc son espérance existe. On a

$$\begin{aligned} E(Y_i) &= \sum_{l=0}^n lP(Y_i = l) = \sum_{l=0}^n l \sum_{k=1}^n P(X = k)P_{X=k}(Y_i = l) \\ &= \sum_{k=1}^n \underbrace{P(X = k)}_{\frac{1}{n}} \underbrace{\sum_{l=0}^n lP_{X=k}(Y_i = l)}_{\text{espérance de } \mathcal{B}(k, \frac{1}{p}) = \frac{k}{p}} \\ &= \sum_{k=1}^n \frac{1}{n} \frac{k}{p} = \frac{1}{np} \frac{n(n+1)}{2} \end{aligned}$$

D'où

$$\boxed{E(Y_i) = \frac{n+1}{2p}}$$

$$\begin{aligned}
5. \quad E\left(\frac{Y_i}{X}\right) &= \sum_{k=1}^n \sum_{l=0}^n \frac{l}{k} P(X=k, Y_i=l) \\
&= \sum_{k=1}^n \sum_{l=0}^n \frac{l}{k} P(X=k) P_{X=k}(Y_i=l) \\
&= \sum_{k=1}^n \underbrace{\frac{P(X=k)}{k}}_{\frac{1}{kn}} \underbrace{\sum_{l=0}^n l P_{X=k}(Y_i=l)}_{\frac{k}{p}} \\
&= \sum_{k=1}^n \frac{1}{np} \\
&= \frac{1}{p}
\end{aligned}$$

D'où

$$E\left(\frac{Y_i}{X}\right) = \frac{1}{p}$$

Exercice 3

1. On propose le programme suivant :

```

1 import scipy.stats as sc
2
3 def SimulVoyage(n):
4     '''Renvoie la liste des abscisses et ordonnées
5         du point sur lequel se trouve la puce. n est
6         le nombre de déplacements effectués'''
7     va=sc.norm()
8     # Abs est constitué de toutes les abscisses des
9     # points par lesquels on passe
10    # Ord est l'ensemble des ordonnées
11    # correspondantes
12    X=[va.rvs() for _ in range(n)]
13    Y=[va.rvs() for _ in range(n)]
14    Abs=[0]
15    Ord=[0]
16    for i in range(n):
17        Abs+= [Abs[-1]+X[i]]
18        Ord+= [Ord[-1]+Y[i]]
19    plt.close('all')
20    plt.plot(Abs, Ord)
21    plt.show()

```

2. a) Par télescopage $X_n = \sum_{k=1}^n A_k$. Les variables $A_i, i \in \mathbb{N}$ étant indépendantes et de même loi $\mathcal{N}(0, 1)$, on sait que $X_n \hookrightarrow \mathcal{N}(0, n)$.

b) M est dans le carré voulu si et seulement si $-1 \leq X_n \leq 1$ et $-1 \leq Y_n \leq 1$, soit par indépendance des variables X_n et Y_n (les variables A_i sont aussi indépendantes des variables B_j) :

$$\begin{aligned}
P(M_n \in C) &= P(-1 \leq X \leq 1) P(-1 \leq Y \leq 1) \\
&= (\Phi_{0, \sqrt{n}}(1) - \Phi_{0, \sqrt{n}}(-1))^2 \\
&= (2\Phi_{0, \sqrt{n}}(1) - 1)^2
\end{aligned}$$

$$\text{Or } \Phi_{0, \sqrt{n}}(1) = P(X_n \leq 1) = P\left(\frac{X_n}{\sqrt{n}} \leq \frac{1}{\sqrt{n}}\right) = \Phi_{0,1}\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right),$$

d'où :

$$P(M_n \in C) = (2\Phi\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right) - 1)^2$$

3. La proportion empirique se rapproche de la théorique. C'est le TCL

4. a)

```

1 def histoM(n,N):
2     # On simule N fois les n voyages
3     VoyageX=[] # abscisse des points d'arrivée
4     VoyageY=[] # ordonnée des points d'arrivée
5     for i in range(N):
6         [Abs,Ord]=SimulVoyage(n) # totalité du
7         # voyage
8         # on s'intéresse à l'arrivée
9         Xn=Abs[-1]
10        Yn=Ord[-1]
11        VoyageX+= [Xn]
12        VoyageY+= [Yn]
13        Dn=[VoyageX[i]**2+VoyageY[i]**2 for i in range(
14            N)]
15    clf()
16    plt.hist(Dn, normed=True)

```

b) Il semblerait que ceci se rapproche d'une loi exponentielle :

5. a) Si $Z \hookrightarrow \mathcal{E}(\lambda)$, on a

$$\mathbb{E}[Z] = \frac{1}{\lambda}.$$

On peut donc approcher le paramètre en donnant une valeur approchée de son espérance, qui s'obtient elle-même en effectuant le moyenne d'un n -échantillon pour n grand.

b)

```

1 def inv\_paramDn2(n):
2     '''Donne une approximation du paramètre de Dn
3     ~2.'''
4     N=1000
5     Distance_echantillon=[]
6     # on fabrique autant d'échantillons que
7     # demandés :
8     for _ in range(N):
9         [Abs,Ord]=SimulVoyage(n) # totalité du
10        voyage
11        # on s'intéresse à l'arrivée
12        Xn=Abs[-1]
13        Yn=Ord[-1]
14        Distance_echantillon+=[Xn**2+Yn**2]
15
16    moyenne=np.mean(Distance_echantillon)
17    # on sait que E[variable]=1/parametre
18    return(1/moyenne)

```

c) On trouve une droite pour laquelle on conjecture que l'inverse du paramètre vaut $2n$ et donc que

$$D_n^2 \hookrightarrow \mathcal{E}\left(\frac{1}{2n}\right)$$

Exercice 4

1. a) Deux vecteurs u, v sont colinéaires si et seulement si le rang de la matrice constituée de u et v est égal à 2, d'où le programme ci-dessous :

```

1 import numpy as np
2
3 def coli(u,v):
4     L=np.matrix([u, v])
5     r=np.linalg.matrix_rank (L)
6     return(not(r==2))

```

b) u est un vecteur propre de A si et seulement si u et Au sont colinéaires. On propose donc le programme suivant :

```

1 def vp(u):
2     '''Détermine si u est vecteur propre de la
3     matrice A précédemment construite.'''
4     # On vérifie si u est le vecteur nul :
5     if u[0]==0 and u[1]==0 and u[2]==0:
6         return False
7     # Si u n'est pas nul, on fait le produit de A
8     # par u
9     else:
10        V=np.array([[u[0]], [u[1]], [u[2]] ]) # V
11        # vecteur colonne de u
12        A = np. array ( [ [3,1 ,1] , [1,0,1] ,
13        [-3,0,-1] ] )
14        Y=np.dot(A, V) # Y est le vecteur
15        # AV
16        w=[Y[0][0],Y[1][0],Y[2][0]] # w est la
17        # liste des coordonnées de Y
18        return(coli(u,w))

```

2. a) • Méthode 1 :

On peut vérifier que $rg(A - \lambda Id) < 3$ pour $\lambda = -1, 1, 2$ afin de vérifier qu'elles sont bien valeurs propres, mais comme on cherche à connaître également les espaces propres, on peut également déterminer $E_\lambda = \ker(A - \lambda Id)$ pour chacune de ces trois valeurs. Si l'espace est non nul, cela confirmera que λ est valeur propre, et E_λ sera l'espace propre associé.

• Cas de $\lambda = -1$

$$\begin{aligned}(x, y, z) \in E_{-1} &\Leftrightarrow \begin{cases} 4x + y + z = 0 \\ x + y + z = 0 \\ -3x = 0 \end{cases} \\ &\Leftrightarrow \begin{cases} y + z = 0 \\ x = 0 \end{cases} \\ &\Leftrightarrow (x, y, z) \in Vect((0, 1, -1))\end{aligned}$$

D'où -1 est valeur propre et son espace propre est

$$\boxed{E_{-1} = Vect((0, 1, -1))}$$

- Cas de $\lambda = 1$

$$\begin{aligned}
 (x, y, z) \in E_1 &\Leftrightarrow \begin{cases} 2x + y + z = 0 \\ x - y + z = 0 \\ -3x - 2z = 0 \end{cases} \\
 &\Leftrightarrow \begin{cases} 2x + y + z = 0 \\ 3x + 2z = 0 \\ -3x - 2z = 0 \end{cases} \quad L_2 + L_1 \\
 &\Leftrightarrow \begin{cases} 2x + y + z = 0 \\ 3x + 2z = 0 \end{cases} \\
 &\Leftrightarrow (x, y, z) \in \text{Vect}((-2, 1, 3))
 \end{aligned}$$

D'où 1 est valeur propre et son espace propre est

$$E_1 = \text{Vect}((-2, 1, 3))$$

- Cas de $\lambda = 2$

$$\begin{aligned}
 (x, y, z) \in E_2 &\Leftrightarrow \begin{cases} x + y + z = 0 \\ x - 2y + z = 0 \\ -3x - 3z = 0 \end{cases} \\
 &\Leftrightarrow \begin{cases} x + y + z = 0 \\ 3x + 3z = 0 \\ -x - z = 0 \end{cases} \quad L_2 + 2L_1 \\
 &\Leftrightarrow \begin{cases} y = 0 \\ x + z = 0 \end{cases} \quad L_1 + L_3 \\
 &\Leftrightarrow (x, y, z) \in \text{Vect}((1, 0, -1))
 \end{aligned}$$

D'où 2 est valeur propre et son espace propre est

$$E_2 = \text{Vect}((1, 0, -1))$$

- Méthode 2 :

On peut afficher les valeurs approchées des valeurs propres

```
print('vap : ', np.linalg.eigvals(A))
```

On vérifie que ce sont bien les valeurs exactes avec le rang de (A-lambda Id)

```
Id=np. matrix( [ [1,0,0] , [0,1,0] , [0,0,1] ] )
lamb=-1
r=np. linalg . matrix_rank (A-lamb*Id)
print(r)
```

Pour les vecteurs propres :

```
print('vep : ', np.linalg.eig(A)[1])
```

mais les résultats ne sont pas très évidents car ce sont des valeurs approchées, donc non utilisable en l'état. En revanche, on extrapole les valeurs en observant qu'il semblerait que :

- un vecteur propre de vap -1 s'écrit $[0, a, -a]$ d'où on propose un vecteur propre de -1 : $vm = [0, 1, -1]$
- un vecteur propre de vap 2 s'écrit $[a, 0, -a]$ d'où on propose $v2 = [1, 0, -1]$
- un vecteur propre de vap 1 s'écrit $[-2a, a, 3a]$ d'où on propose $v1 = [-2, 1, 3]$

puis on vérifie s'ils sont effectivement vep :

```
print('-1 : ', vp(A, vm))
print('2 : ', vp(A, v2))
print('1 : ', vp(A, v1))
```

et on obtient True pour les 3, ce qui signifie qu'ils sont bien vecteurs propres.

- b) On dispose de 3 valeur propres distinctes pour une matrice A de taille 3. A est donc diagonalisable.

3. a) Comme n est une moyenne, d'après le théorème central limite, on sait que, pour n grand, $\frac{M_n - \mathbb{E}[M_n]}{\sigma(M_n)}$ suit à peu près une loi normale centrée réduite. Or

$$\mathbb{E}[M_n] = \frac{\mathbb{E}[X_1] + \dots + \mathbb{E}[X_n]}{n} = \frac{np}{n} = p$$

et, par indépendance des X_k ,

$$\mathbb{V}(M_n) = \frac{\mathbb{V}[X_1] + \dots + \mathbb{V}[X_n]}{n^2} = \frac{np(1-p)}{n^2} = \frac{p(1-p)}{n}.$$

On a donc bien

$$M_n^* = \frac{M_n - \mathbb{E}[M_n]}{\sigma(M_n)}$$

D'où

$$P([- \alpha < M_n^* < \alpha]) = \Phi(\alpha) - \Phi(-\alpha) = 2\Phi(\alpha) - 1$$

où Φ est la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite.

b)

$$\begin{aligned} P\left(M_n - \frac{1}{\sqrt{n}} \leq p \leq M_n + \frac{1}{\sqrt{n}}\right) &= P\left(-1 \leq \frac{p - M_n}{\frac{1}{\sqrt{n}}} \leq 1\right) \\ &= P\left(-1 \leq \frac{M_n - p}{\frac{1}{\sqrt{n}}} \leq 1\right) \\ &= P\left(-\frac{1}{\sqrt{p(1-p)}} \leq \frac{M_n - p}{\frac{1}{\sqrt{n}}} \leq \frac{1}{\sqrt{p(1-p)}}\right) \\ &= P\left(-\frac{1}{\sqrt{p(1-p)}} \leq M_n^* \leq \frac{1}{\sqrt{p(1-p)}}\right) \end{aligned}$$

Or, comme

$$\sqrt{p(1-p)} \leq \sqrt{\frac{1}{4}}$$

on trouve

$$\frac{1}{\sqrt{p(1-p)}} \geq 2$$

et donc

$$P\left(M_n - \frac{1}{\sqrt{n}} \leq p \leq M_n + \frac{1}{\sqrt{n}}\right) \geq P(-2 \leq M_n^* \leq 2) = 2\Phi(2) - 1$$

D'après l'énoncé, on sait que

$$\Phi(2) \simeq \Phi(1,96) \simeq 0,975$$

d'où

$$P\left(M_n - \frac{1}{\sqrt{n}} \leq p \leq M_n + \frac{1}{\sqrt{n}}\right) \geq 0,95$$

4. a) De manière générale, le nombre de vecteurs quelconques dont les coefficients sont compris entre -5 et 5 sont au nombre de

$$(5 - (-5) + 1)^3 = 11^3$$

(nombre de 3-liste d'éléments dans $[-5, 5]$).

Ainsi, si on note p la proportion de vecteurs propres parmi l'ensemble de toutes ces possibilités, on a

$$N_V = p * 11^3$$

Si on prend un vecteur au hasard parmi ceux dont les coefficients sont compris entre -5 et 5 , la probabilité de tomber sur un vecteur propre est donc de p .

Or, d'après les résultats précédents, on sait que p peut être approché par M_n pour n grand.

Le programme donné calcul d'abord M_n puis effectue

$$M_n * 11^3,$$

ce qui permet d'approcher

$$p * 11^3 = N_V$$

En effet, `simul()` permet de simuler un vecteur au hasard dont les coefficients sont des entiers compris dans $[-5, 5]$ et rend `True` si c'est un vecteur propre et `False` sinon.

Ainsi, la boucle qui suit permet, sur 10 000 simulations de vecteurs, de compter le nombre de vecteurs u qui sont vecteurs propres (`nb`). À la fin, `nb/n` est la proportion de vecteurs u qui sont vecteurs propres parmi tous ceux générés, c'est-à-dire

$$\frac{nb}{n} \simeq p$$

puis enfin

$$N_V \simeq \frac{nb}{n} * 11^3$$

- b) En testant, on trouve des valeurs différentes à chaque essai : 21, 22, 24, 25, etc... La valeur de n doit être insuffisante.

La valeur affichée est $\text{round}(nb/n * 11^{**3})$ c'est-à-dire l'entier le plus proche de $11^3 \frac{nb}{n} = 11^3 M_n$.

Si on veut être sûr que $\text{round}(nb/n * 11^{**3}) = N_V$ à 95%, il faudrait que

$$N_V \in [11^3 M_n - 0.5; 11^3 M_n + 0.5[$$

Ainsi, l'entier le plus proche de $nb/n * 11^{**3}$ sera bien N_V (l'intervalle étant ouvert à droite car round arrondi les ",5" à l'entier supérieur.)

Or $N_V = 11^3 p$, d'où

$$\begin{aligned} N_V \in [11^3 M_n - 0.5; 11^3 M_n + 0.5[&\Leftrightarrow 11^3 M_n - 0.5 \leq 11^3 p < 11^3 M_n + 0.5 \\ &\Leftrightarrow M_n - \frac{0.5}{11^3} \leq p < M_n + \frac{0.5}{11^3} \end{aligned}$$

On sait que

$$P\left(M_n - \frac{1}{\sqrt{n}} \leq p \leq M_n + \frac{1}{\sqrt{n}}\right) \simeq 0,95$$

D'où, si

$$\frac{0.5}{11^3} \geq \frac{1}{\sqrt{n}}$$

on a

$$\begin{aligned} P(N_V = \text{round}(11^3 M_N)) &= P\left(M_n - \frac{0.5}{11^3} \leq p < M_n + \frac{0.5}{11^3}\right) \\ &\geq P\left(M_n - \frac{1}{\sqrt{n}} \leq p \leq M_n + \frac{1}{\sqrt{n}}\right) \simeq 0,95 \end{aligned}$$

Or

$$\frac{0.5}{11^3} \geq \frac{1}{\sqrt{n}} \Leftrightarrow \sqrt{n} \geq 2.11^3 \Leftrightarrow n \geq 4.11^6 = 7\,086\,244$$

En conclusion, pour être certain de la valeur affichée, il faudrait prendre

$$\boxed{n = 7\,086\,244}$$

Après un peu d'attente (!), la valeur de N_V ainsi obtenue est

$$\boxed{N_V = 22}$$

- c) On constate qu'ici " n " grand prend toute sa signification !

Un même calcul aurait pu être effectué à la main. En effet, il suffit de compter le nombre de vecteurs propres parmi les espaces propres :

$$E_{-1} = \text{Vect}((0, 1, -1)) \quad E_1 = \text{Vect}((-2, 1, 3)) \quad E_2 = \text{Vect}((1, 0, -1))$$

Les trois vecteurs formant une base, on est certain de ne pas trouver de vecteurs communs à ces trois espaces, mis à part le vecteur nul. L'ensemble des vecteurs recherchés est donc

$$(E_{-1} \cup E_1 \cup E_2) \cap \llbracket -5, 5 \rrbracket^3$$

Dont le cardinal peut donc se calculer par

$$(\text{card}(E_{-1} \cap \llbracket -5, 5 \rrbracket^3) - 1) + (\text{card}(E_1 \cap \llbracket -5, 5 \rrbracket^3) - 1) + (\text{card}(E_2 \cap \llbracket -5, 5 \rrbracket^3) - 1) + 1$$

- Cas de $E_{-1} \cap \llbracket -5, 5 \rrbracket^3$

$$E_{-1} \cap \llbracket -5, 5 \rrbracket^3 = \left\{ \begin{pmatrix} 0 \\ \alpha \\ -\alpha \end{pmatrix} \mid \alpha \in \llbracket -5, 5 \rrbracket \right\}$$

Donc

$$\text{card}(E_{-1} \cap \llbracket -5, 5 \rrbracket^3) = 11$$

- Cas de $E_2 \cap \llbracket -5, 5 \rrbracket^3$

$$E_2 \cap \llbracket -5, 5 \rrbracket^3 = \left\{ \begin{pmatrix} \alpha \\ 0 \\ -\alpha \end{pmatrix} \mid \alpha \in \llbracket -5, 5 \rrbracket \right\}$$

Donc

$$\text{card}(E_2 \cap \llbracket -5, 5 \rrbracket^3) = 11$$

- Cas de $E_{-1} \cap \llbracket -5, 5 \rrbracket^3$

$$E_{-1} \cap \llbracket -5, 5 \rrbracket^3 = \left\{ \begin{pmatrix} -2\alpha \\ \alpha \\ 3\alpha \end{pmatrix} \mid 3\alpha \in \llbracket -5, 5 \rrbracket \right\}$$

Or,

$$-5 \leq 3\alpha \leq 5 \Leftrightarrow -\frac{5}{3} \leq \alpha \leq \frac{5}{3}$$

Les seules possibilités sont

$$\alpha = -1, 0, 1$$

Donc

$$\text{card}(E_2 \cap \llbracket -5, 5 \rrbracket^3) = 3$$

Autrement dit, le cardinal cherché est donc

$$(11 - 1) + (3 - 1) + (11 - 1) = 22$$