

---

**MATHEMATIQUES 2**


---

**PROBLÈME****Partie I - Un exemple de chaîne de MARKOV**

**Q1** L'énoncé fournit :

$$\forall n \in \mathbb{N}, P_{X_n=1}(X_{n+1} = 2) = \frac{1}{2} \text{ et } P_{X_n=2}(X_{n+1} = 1) = \frac{1}{4}.$$

D'après la formule des probabilités totales,

$$\begin{aligned} P(X_1 = 1) &= P((X_0 = 1) \cap (X_1 = 1)) + P((X_0 = 2) \cap (X_1 = 1)) \\ &= P(X_0 = 1) \times P_{X_0=1}(X_1 = 1) + P(X_0 = 2) \times P_{X_0=2}(X_1 = 1) \\ &= \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{4} = \frac{3}{8} \end{aligned}$$

puis  $P(X_1 = 2) = \frac{5}{8}$ .

**Q2** Plus généralement, pour  $n \in \mathbb{N}$ ,

$$\begin{aligned} P(X_{n+1} = 1) &= P(X_n = 1) \times P_{X_n=1}(X_{n+1} = 1) + P(X_n = 2) \times P_{X_n=2}(X_{n+1} = 1) \\ &= \frac{1}{2}P(X_n = 1) + \frac{1}{4}P(X_n = 2) \end{aligned}$$

et de même,  $P(X_{n+1} = 2) = \left(1 - \frac{1}{2}\right)P(X_n = 1) + \left(1 - \frac{1}{4}\right)P(X_n = 2) = \frac{1}{2}P(X_n = 1) + \frac{3}{4}P(X_n = 2)$ . Par suite,

$$\mu_{n+1} = \begin{pmatrix} P(X_{n+1} = 1) & P(X_{n+1} = 2) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} P(X_n = 1) & P(X_n = 2) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{4} & \frac{3}{4} \end{pmatrix} = \mu_n A.$$

**Q3**  $\mu_5 = \mu_0 A^5 = \begin{pmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \frac{171}{512} & \frac{341}{512} \\ \frac{341}{1024} & \frac{683}{1024} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{683}{2048} & \frac{1365}{2048} \end{pmatrix}$  puis

$P(X_5 = 1) = 0,33$  arrondi au centième et  $P(X_5 = 2) = 0,67$  arrondi au centième.

**Q4**  $P(T = 0) = P(X_0 = 1) = \frac{1}{2}$  puis  $P(T = 1) = P((X_0 = 2) \cap (X_1 = 1)) = P(X_0 = 2) \times P_{X_0=2}(X_1 = 1) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{4} = \frac{1}{8}$ .

Soit  $k \geq 2$ . D'après la formule des probabilités composées et puisque l'état de la particule au temps  $n + 1$  dépend uniquement de son état au temps  $n$ ,

$$\begin{aligned} P(T = k) &= P\left(\left(\bigcap_{i=0}^{k-1} (X_i = 2)\right) \cap X_k = 1\right) \\ &= P_{\bigcap_{i=0}^{k-1}(X_i=2)}(X_k = 1) \times P_{\bigcap_{i=0}^{k-2}(X_i=2)}(X_{k-1} = 2) \times \dots \times P_{X_0=2}(X_1 = 2) \times P(X_0 = 2) \\ &= P_{X_{k-1}=2}(X_k = 1) \times P_{X_{k-2}=2}(X_{k-1} = 2) \times \dots \times P_{X_0=2}(X_1 = 2) \times P(X_0 = 2) \\ &= \frac{1}{4} \times \left(\frac{3}{4}\right)^{k-1} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{6} \left(\frac{3}{4}\right)^k. \end{aligned}$$

Ainsi,  $\forall k \in \mathbb{N}^*$ ,  $P(T = k) = \frac{1}{6} \left(\frac{3}{4}\right)^k$ .

**Q5**  $\chi_A = X^2 - \text{Tr}(A)X + \det(A) = X^2 - \frac{5}{4}X + \frac{1}{4} = \left(X - \frac{1}{4}\right)(X - 1)$ .  $\chi_A$  est scindé sur  $\mathbb{R}$  à racines simples et donc  $A$  est diagonalisable dans  $\mathbb{R}$ .

$\text{Ker}(A - I)$  est la droite d'équation  $-x + y = 0$  et donc  $\text{Ker}(A - I) = \text{Vect}(e_1)$  où  $e_1 = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}$ .

$\text{Ker}\left(A - \frac{1}{4}I\right)$  est la droite d'équation  $x + 2y = 0$  et donc  $\text{Ker}\left(A - \frac{1}{4}I\right) = \text{Vect}(e_2)$  où  $e_2 = \begin{pmatrix} 2 \\ -1 \end{pmatrix}$ . Par suite

$$A = QDQ^{-1} \text{ où } Q = \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 1 & -1 \end{pmatrix}, Q^{-1} = \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 1 & -1 \end{pmatrix} \text{ et } D = \text{diag}\left(1, \frac{1}{4}\right).$$

**Q6** L'application  $f : M \mapsto MQM^{-1}$  est un endomorphisme de l'espace  $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$  qui est de dimension finie sur  $\mathbb{R}$ . On sait alors que l'application  $f$  est continue sur  $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$ . De même, l'application  $g : M \mapsto \mu_0 M$  est linéaire sur  $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$  qui est de dimension finie sur  $\mathbb{R}$  à valeurs dans  $\mathcal{M}_{1,2}(\mathbb{R})$  et donc l'application  $M \mapsto \mu_0 M$  est continue sur  $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$ .

**Q7** Pour tout entier naturel  $n$ ,  $D^n = \left(\text{diag}\left(1, \frac{1}{4}\right)\right)^n = \text{diag}\left(1, \left(\frac{1}{4}\right)^n\right)$ . La suite  $(D^n)$  converge vers la matrice  $\Delta = \text{diag}(1, 0)$ . Par continuité de  $f$  sur  $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$  et donc en  $\Delta$ , la suite  $(A^n) = (f(D^n))$  converge vers  $f(\Delta) = Q\Delta Q^{-1}$ . De même, par continuité de  $g$ , la suite  $(\mu_n) = (g(A^n))$  converge vers  $\mu_0 Q\Delta Q^{-1}$  avec

$$\begin{aligned} \mu_0 Q\Delta Q^{-1} &= \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 1/2 & 1/2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 1 & -1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 1 & -1 \end{pmatrix} \\ &= \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 1/2 & 1/2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 1 & -1 \end{pmatrix} = \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 1/2 & 1/2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 1 & 2 \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} 1/3 & 2/3 \end{pmatrix} \end{aligned}$$

### Partie II - Spectre d'une matrice stochastique

**Q8** Soit  $U = (1)_{1 \leq i \leq p} \in \mathcal{M}_{p,1}(\mathbb{R})$ .

$$AU = \begin{pmatrix} \sum_{j=1}^n a_{i,j} \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^n a_{p,j} \end{pmatrix}_{1 \leq i \leq p} = (1)_{1 \leq i \leq p} = U.$$

Puisque  $U \neq 0$ , on en déduit que 1 est valeur propre de  $A$  et que  $U$  est un vecteur propre associé.

**Q9** Soit  $x = (x_i)_{1 \leq i \leq p} \in \mathcal{M}_{p,1}(\mathbb{R})$ . Pour tout  $i \in \llbracket 1, p \rrbracket$ ,

$$|(Ax)_i| = \left| \sum_{j=1}^p a_{i,j} x_j \right| \leq \sum_{j=1}^p a_{i,j} |x_j| \leq \left( \sum_{j=1}^p a_{i,j} \right) \|x\|_\infty = \|x\|_\infty$$

puis  $\|Ax\|_\infty \leq \|x\|_\infty$ .

**Q10** Soit  $\lambda$  une valeur propre de  $A$  dans  $\mathbb{C}$  puis  $x$  un vecteur propre associé. D'après la question précédente,

$$|\lambda| \|x\|_\infty = \|\lambda x\|_\infty = \|Ax\|_\infty \leq \|x\|_\infty.$$

Puisque  $x \neq 0$ , on a encore  $\|x\|_\infty > 0$ . Après simplification par  $\|x\|_\infty$ , on obtient  $|\lambda| \leq 1$ .

### Localisation des valeurs propres

**Q11** Soit  $x'$  un vecteur propre de  $A$  associé à  $\lambda$ . Le vecteur  $x = \frac{1}{\|x'\|_\infty} x'$  est encore un vecteur propre de  $A$  associé à  $\lambda$  et vérifie de plus  $\|x\|_\infty = 1$ .

**Q12** Puisque  $Ax = \lambda x$ , on a en particulier  $(Ax)_i = \lambda x_i$  puis  $\sum_{j=1}^n a_{i,j} x_j = \lambda x_i$  puis

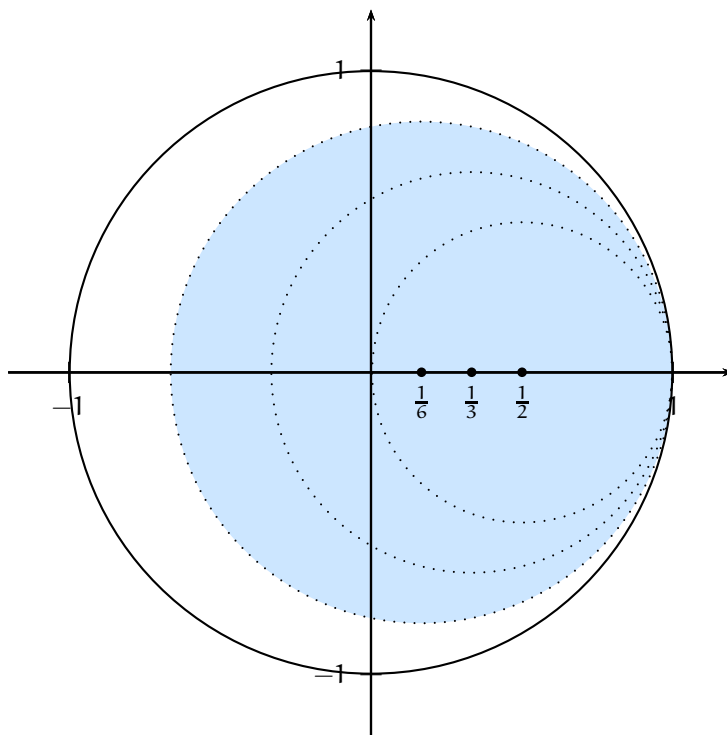
$$(\lambda - a_{i,i}) x_i = \sum_{j \neq i} a_{i,j} x_j.$$

On en déduit que

$$|\lambda - a_{i,i}| = |(\lambda - a_{i,i}) x_i| = \left| \sum_{j \neq i} a_{i,j} x_j \right| \leq \sum_{j \neq i} a_{i,j} |x_j| \leq \sum_{j \neq i} a_{i,j} = 1 - a_{i,i}.$$

### Etude d'un exemple

**Q13** Soit  $\lambda$  une valeur propre de  $A$ . Puisque la matrice  $A$  est effectivement stochastique, ou bien  $\left| \lambda - \frac{1}{2} \right| \leq \frac{1}{2}$  ou  $\left| \lambda - \frac{1}{6} \right| \leq \frac{5}{6}$  ou  $\left| \lambda - \frac{1}{3} \right| \leq \frac{2}{3}$ .  $\lambda$  est donc dans  $D_f \left( \frac{1}{2}, \frac{1}{2} \right) \cup D_f \left( \frac{1}{6}, \frac{5}{6} \right) \cup D_f \left( \frac{1}{3}, \frac{2}{3} \right) = D_f \left( \frac{1}{6}, \frac{5}{6} \right)$ .



### Cas des matrices stochastiques strictement positives

**Q14** D'après le résultat admis par l'énoncé,

$$1 - a_{i,i} - |\lambda| = |1 - a_{i,i}| - |\lambda| \leq ||\lambda| - |1 - a_{i,i}|| \leq |\lambda - (1 - a_{i,i})| \leq 1 - a_{i,i} - a_{i,p}$$

et donc

$$|\lambda| \geq a_{i,p} > 0.$$

Par suite,  $\lambda \neq 0$ . Ainsi,  $B'$  n'admet pas 0 pour valeur propre et donc  $B'$  est inversible.

**Q15** Puisque 1 est valeur propre de  $A$ , la matrice  $B$  n'est pas inversible ou encore  $\text{rg}(B) < p$ . Mais d'après la question précédente, il existe une matrice carrée extraite de  $B$ , de format  $p - 1$  et inversible. Donc,  $\text{rg}(B) \geq p - 1$ . Finalement,  $\text{rg}(B) = p - 1$ . Le théorème du rang fournit alors

$$\dim(\text{Ker}(A - I_p)) = \dim(\text{Ker}(B)) = p - \text{rg}(B) = 1.$$

### Partie III - Itérées d'une matrice stochastique

#### Un contre-exemple

**Q16**  $B = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1 & 0 \end{pmatrix}.$

**Q17**  $B$  est une matrice stochastique qui n'est pas strictement positive. D'autre part,  $B^2 = I_2$  et donc, pour tout  $p \in \mathbb{N}$ ,  $B^{2p} = I_2$  et  $B^{2p+1} = B$ . La suite  $(B^n)_{n \in \mathbb{N}}$  admet deux suites extraites convergentes, de limites différentes et donc la suite  $(B^n)_{n \in \mathbb{N}}$  est divergente. La proposition 2 est donc fautive si on enlève l'hypothèse « strictement positive ».

#### Résultat préliminaire

**Q18** Il existe  $k \in \mathbb{N}^*$  tel que  $N^k = 0$ . Le polynôme  $X^k$  est annulateur de  $N$  et donc le polynôme minimal de  $N$ , qui est un diviseur unitaire de  $X^k$ , est de la forme  $\mu_N = X^l$ . D'après le théorème de CAYLEY-HAMILTON, on sait que  $l \leq p$  et donc  $N^p = N^{p-l} \times N^l = N^{p-l} \times \mu_N(N) = 0$ .

**Q19** Le résultat est clair quand  $k = 0$ . Soit  $k \in \mathbb{N}^*$  fixé.

$$\binom{n}{k} = \frac{n(n-1)\dots(n-k+1)}{k!} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{n^k}{k!}.$$

(au numérateur, le nombre de facteurs est constant quand  $n$  varie).

Puisque  $|\lambda| < 1$ ,  $\lambda^n \underset{n \rightarrow +\infty}{=} o(n^{-k})$  d'après un théorème de croissances comparées. Par suite,

$$\binom{n}{k} \lambda^{n-k} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{n^k}{k!} \lambda^{n-k} = \frac{\lambda^{-k}}{k!} \lambda^n n^k \underset{n \rightarrow +\infty}{=} o(1).$$

Ainsi,  $\lim_{n \rightarrow +\infty} \binom{n}{k} \lambda^{n-k} = 0$ .

**Q20** Soit  $n \geq p$ . Puisque les matrices  $\lambda I_p$  et  $N$  commutent, la formule du binôme de NEWTON fournit

$$(\lambda I_p + N)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} \lambda^{n-k} N^k = \sum_{k=0}^{p-1} \binom{n}{k} \lambda^{n-k} N^k.$$

Le nombre de terme de la dernière somme est constant quand  $n$  varie et chaque terme tend vers 0 quand  $n$  tend vers  $+\infty$ . Donc,

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} (\lambda I_p + N)^n = 0.$$

#### Convergence d'une suite de matrices

**Q21** Il existe une matrice inversible  $P$  telle que

$$A = P \text{diag}(1, \lambda_1 I_{p_1} + N_1, \dots, \lambda_r I_{p_r} + N_r) P^{-1}.$$

Un calcul par blocs fournit pour tout entier naturel  $n$ ,

$$A^n = P \text{diag}(1, (\lambda_1 I_{p_1} + N_1)^n, \dots, (\lambda_r I_{p_r} + N_r)^n) P^{-1}.$$

D'après la question précédente, la suite  $(\text{diag}(1, (\lambda_1 I_{p_1} + N_1)^n, \dots, (\lambda_r I_{p_r} + N_r)^n))_{n \in \mathbb{N}}$  converge vers la matrice  $\Delta = \text{diag}(1, 0, \dots, 0)$ . Par continuité de l'application  $M \mapsto PMP^{-1}$ , la suite  $(A^n)_{n \in \mathbb{N}}$  converge vers  $P\Delta P^{-1}$ .

#### Partie IV - Probabilité invariante par une matrice stochastique

**Q22** • Pour tout  $i \in \llbracket 1, p \rrbracket$ , l'application  $f_i : X = (x_1 \dots x_p) \mapsto x_i$  est une forme linéaire sur  $\mathcal{M}_{p,1}(\mathbb{R})$  et en particulier continue sur  $\mathcal{M}_{1,p}(\mathbb{R})$ . Pour tout  $i \in \llbracket 1, p \rrbracket$ , l'ensemble  $F_i = \{X \in \mathcal{M}_{1,p} / x_i \geq 0\} = f_i^{-1}([0, +\infty[)$  est un fermé de  $\mathcal{M}_{1,p}(\mathbb{R})$  en tant qu'image réciproque d'un fermé de  $\mathbb{R}$  par une application continue.

• L'hyperplan affine  $H = \{X \in \mathcal{M}_{1,p}(\mathbb{R}) / x_1 + \dots + x_p = 1\}$  est un hyperplan affine de  $\mathcal{M}_{p,1}(\mathbb{R})$  et en particulier un fermé de  $\mathcal{M}_{1,p}(\mathbb{R})$ .

Mais alors, l'ensemble des vecteurs stochastiques de  $\mathcal{M}_{1,p}(\mathbb{R})$  qui est  $(\bigcap_{i=1}^p F_i) \cap H$ , est un fermé de  $\mathcal{M}_{1,p}(\mathbb{R})$  en tant qu'intersection de fermés de  $\mathcal{M}_{1,p}(\mathbb{R})$ .

#### Convergence de la suite

**Q23** Pour  $n \in \mathbb{N}$ ,  $\mu_n = \mu_0 A^n$ . D'après la question 21, la suite  $(A^n)$  converge dans  $\mathcal{M}_p(\mathbb{R})$ . Par continuité de l'application  $M \mapsto \mu_0 M$ , la suite  $(\mu_n)$  converge dans  $\mathcal{M}_{1,p}(\mathbb{R})$  vers un certain élément  $\mu_\infty$  de  $\mathcal{M}_{1,p}(\mathbb{R})$ .

**Q24** Par hypothèse,  $\forall j \in \llbracket 1, p \rrbracket$ ,  $m_j \geq 0$  et  $\sum_{j=1}^p m_j = 1$ . Le vecteur  $\mu A$  est

$$\mu A = \left( \sum_{i=1}^p m_i a_{i,j} \right)_{1 \leq j \leq p}.$$

Déjà,  $\forall j \in \llbracket 1, p \rrbracket$ ,  $\sum_{i=1}^p m_i a_{i,j} \geq 0$  puis

$$\sum_{j=1}^p \left( \sum_{i=1}^p m_i a_{i,j} \right) = \sum_{i=1}^p m_i \left( \sum_{j=1}^p a_{i,j} \right) = \sum_{i=1}^p m_i = 1.$$

Donc,  $\mu A$  est un vecteur stochastique.

**Q25** Mais alors, puisque  $\mu_0$  est un vecteur stochastique et que pour tout  $n \in \mathbb{N}$ ,  $\mu_{n+1} = \mu_n A$ , par récurrence, pour tout  $n \in \mathbb{N}$ ,  $\mu_n$  est un vecteur stochastique.

La suite  $(\mu_n)_{n \in \mathbb{N}}$  est une suite de vecteurs stochastiques convergeant vers le vecteur  $\mu_\infty$ . Puisque l'ensemble des vecteurs stochastiques est un fermé de  $\mathcal{M}_{1,p}(\mathbb{R})$ ,  $\mu_\infty$  est un vecteur stochastique.

#### Unicité de la probabilité invariante

**Q26** Soit  $\mu \in \mathcal{M}_{1,p}(\mathbb{R})$  un vecteur ligne stochastique.

$$\mu A = \mu \Leftrightarrow {}^t A {}^t \mu = {}^t \mu \Leftrightarrow {}^t \mu \in \text{Ker}({}^t A - I_p).$$

De plus,  ${}^t \mu$  n'est pas nul et donc, la dernière condition équivaut au fait que  ${}^t \mu$  est un vecteur propre de  ${}^t A$  associé à la valeur propre 1.

**Q27** D'après la question 15,  $\dim \text{Ker}(A - I_p) = 1$ . On sait que  $\text{rg}({}^t A - I_p) = \text{rg}({}^t(A - I_p)) = \text{rg}(A - I_p) = p - 1$ . D'après le théorème du rang,  $\dim(\text{Ker}({}^t A - I_p)) = 1$ .

**Q28** Soient  $\mu_\infty = (m_1 \dots m_p)$  et  $\mu'_\infty = (m'_1 \dots m'_p)$  deux probabilités invariantes par  $A$ . Alors,  ${}^t\mu_\infty$  et  ${}^t\mu'_\infty$  sont des vecteurs propres de  ${}^tA$  associé à la valeur propre 1. Puisque  $\dim(\text{Ker}({}^tA - I_p)) = 1$  et que  $\mu_\infty \neq 0$ , il existe  $\lambda \in \mathbb{R}$  tel que  $\mu'_\infty = \lambda\mu_\infty$ . Enfin,

$$1 = \sum_{j=1}^p m'_j = \lambda \sum_{j=1}^p m_j = \lambda$$

et donc  $\mu'_\infty = \mu_\infty$ . Ceci montre l'unicité de la probabilité invariante.

### Partie V - Informatique : calcul effectif de la probabilité invariante d'une matrice stochastique strictement positive

**Q29** Les valeurs renvoyées lorsque l'on exécute `len(A)`, `A[1]`, `A[2][1]` sont respectivement 4 (nombre de lignes), [4,5,6], 8 (attention, les indices commencent à zéro).

**Q30** Une fonction `difference`.

```
def difference(x,y):
    diff=[]
    n=len(x)
    for i in range(n):
        diff.append(x[i]-y[i])
    return diff
```

**Q31** Une fonction `norme`.

```
def norme(x):
    m=abs(x[0])
    p=len(x)
    for i in range(1,p):
        if abs(x[i])>m:
            m=abs(x[i])
    return m
```

**Q32** Une fonction `itere`.

```
def itere(x,A):
    p=len(A)
    sol=[]
    for j in range(p):
        res=0
        for i in range(p):
            res=res+x[i]*A[i][j]
        sol.append(res)
    return sol
```

**Q23**

**Q33** Une fonction `probaInvariante`.

```
def probaInvariante(A,eps):
    p=len(A)
    u=[1.0/p for i in range(p)]
    v=itere(u,A)
    while norme(difference(u,v))>eps:
        u=list(v)
        v=itere(v,A)
    return v
```