

edhec 2007 corrigé rapide

exercice 1

1) a) Pour tout M dans $\mathbf{M}_2(\mathbf{R})$, $\varphi(M)$ appartient à $\mathbf{M}_2(\mathbf{R})$.

Pour tout M, M' dans $\mathbf{M}_2(\mathbf{R})$, et tout x dans \mathbf{R} ,

$$\varphi(M + M') = M + M' + {}^t(M + M') = M + {}^tM + M' + {}^tM' = \varphi(M) + \varphi(M') ;$$

$$\varphi(xM) = xM + {}^t(xM) = x(M + {}^tM) = x\varphi(M).$$

Donc φ est une endomorphisme de $\mathbf{M}_2(\mathbf{R})$.

b) $\varphi(E_1) = 2E_1$; $\varphi(E_2) = E_2 + E_3$; $\varphi(E_3) = E_2 + E_3$; $\varphi(E_4) = 2E_4$, donc

$$A = \begin{pmatrix} 2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 2 \end{pmatrix}$$

c) A est symétrique, donc φ est diagonalisable. Deux vecteurs-colonne de A sont colinéaires, donc φ n'est pas bijectif.

2) $A^2 = 2A$, donc, par récurrence, pour tout n de \mathbf{N} , $A^n = 2^{n-1}A$.

3) a) Les 4 vecteurs colonnes de A forment une famille génératrice de $\text{Im } \varphi$, donc

$\text{Im } \varphi = \text{Vect}(E_1, E_2 + E_3, E_4)$. Or cette famille est libre, car

$$xE_1 + y(E_2 + E_3) + zE_4 = 0 \Rightarrow x = y = z = 0.$$

C'est donc une base de $\text{Im } \varphi$, qui est donc de dimension 3.

b) D'après la formule du rang, $\ker \varphi$ est de dimension 1 (car $\mathbf{M}_2(\mathbf{R})$ est de dimension 4). Une base de $\ker \varphi$ est constituée de n'importe quelle matrice non nulle appartenant à $\ker \varphi$, par exemple $E_2 - E_3$.

c) Le plus simple est de déterminer l'ensemble des solutions à l'équation $(\varphi - 2\text{Id})(u) = 0$.

En utilisant la matrice A , et en notant x, y, z, t les coordonnées de u dans la base (E_1, E_2, E_3, E_4) , on trouve comme ensemble de solutions (x, y, y, t) , ce qui signifie que 2 est valeur propre de A , avec comme sous-espace propre associé l'ensemble des $xE_1 + y(E_2 + E_3) + zE_4$, avec x, y, t appartenant à \mathbf{R} . Donc le sous-espace propre pour la valeur 2 est bien $\text{Im } \varphi$.

Une question qui demandait de bien comprendre le mécanisme de la représentation d'un endomorphisme par une matrice...

d) L'énoncé parle de « donner » les éléments propres de A , il a bien raison. On a les valeurs propres 0, avec le sep associé $\text{Vect}(E_1 - E_2)$, et 2, avec le sep associé $\text{Vect}(E_1, E_2 + E_3, E_4)$. Existe-t-il d'autres valeurs propres ? Non, car on a « fait le plein » (la somme des dimensions des sep est égale à 4), mais c'est difficile à justifier rigoureusement avec les moyens du programme...

exercice 2

$X \hookrightarrow \mathcal{N}(0,1)$; $P(U = 1) = P(U = -1) = \frac{1}{2}$; U et X indépendantes ; $Y = UX$.

1) a) Le sce à utiliser est $(U = -1 ; U = 1)$:

$$P(Y \leq x) = P(Y \leq x \cap U = 1) + P(Y \leq x \cap U = -1)$$

Mais : $Y \leq x$ et $U = 1 \Leftrightarrow UX \leq x$ et $U = 1 \Leftrightarrow X \leq x$ et $U = 1$, et

$$Y \leq x \text{ et } U = -1 \Leftrightarrow UX \leq x \text{ et } U = -1 \Leftrightarrow X \geq -x \text{ et } U = -1.$$

D'où la conclusion.

b) U et X sont indépendantes, donc

$$P(Y \leq x) = P(U = 1)P(X \leq x) + P(U = -1)P(X \geq -x)$$

Désignons par Φ la fr de la loi normale centrée réduite.

$$P(X \geq -x) = 1 - P(X \leq -x) = 1 - \Phi(-x) = 1 - [1 - \Phi(x)] = \Phi(x)$$

Par conséquent la f.r de Y est donnée par

$$P(Y \leq x) = \frac{1}{2} \Phi(x) + \frac{1}{2} \Phi(x) = \Phi(x)$$

Y et X suivent la même loi, la loi normale centrée réduite.

2) a) Pour traiter cette question et quelques unes des suivantes, il faut avoir présent à l'esprit la propriété suivante : Si X et Y sont indépendantes, alors toute fonction de X est indépendante de toute fonction de Y . Propriété intuitivement évidente, au programme, mais qu'on n'a pas très souvent l'occasion d'utiliser...

$$E(U) = 0 ; E(XY) = E(X^2U) = E(X^2)E(U) = 0$$

$$\text{b) } \text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = 0 - 0 \times E(Y) = 0$$

3) a) $E(X^2) = 1$ (car $E(X) = 0, V(X) = 1 = E(X^2) - E(X)^2$), donc

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 1 ; \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \sqrt{2\pi} ; \int_0^{+\infty} x^2 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \frac{1}{2} \sqrt{2\pi}$$

cette dernière égalité car l'intégrande est impaire.

b) On choisit $u = x^3$; $v' = xe^{-\frac{x^2}{2}}$; $u' = 3x^2$; $v = -e^{-\frac{x^2}{2}}$. u et v sont de classe C^1 sur \mathbf{R} .

c) On passe à la limite $A \rightarrow +\infty$, en utilisant la définition d'une intégrale convergente du type $\int^{+\infty}$, le seul problème étant en $+\infty$.

$$\text{d) } E(X^4) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^4 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} x^4 e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} 2 \int_0^{+\infty} x^4 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} 2 \frac{3}{2} \sqrt{2\pi} = 3$$

Amusant !

4) a) $E(X^2Y^2) = E(X^4U^2) = E(X^4)E(U^2)$ (X^4 et U^2 sont indépendantes car X et U le sont.)

$E(X^4) = 3$ et $E(U^2) = 1$, donc $E(X^2Y^2) = 3$.

b) $\text{Cov}(X^2, Y^2) = E(X^2Y^2) - E(X^2)E(Y^2) = 3 - 1 \times 1 = 2$

c) $\text{Cov}(X^2, Y^2) \neq 0$, donc X^2 et Y^2 ne sont pas indépendantes. Si X et Y étaient indépendantes, alors X^2 et Y^2 le seraient. Donc elles ne le sont pas !

d) Pour que deux v.a soient indépendantes, il ne suffit pas que leur covariance soit nulle.

exercice 3

1) a) On peut étudier la fonction $g(x) = x - \ln x$, ou on peut évoquer la concavité de la fonction \ln pour dire que pour tout $x > 0$, on a $\ln x \leq x - 1 < x$.

b) ? La fonction semble définie sur $]0 ; +\infty[$, et il paraît difficile de l'étendre aux valeurs négatives de la variable...

2) a) f est continue sur $]0 ; +\infty[$ en tant que quotient de deux fonctions continues avec le dénominateur qui ne s'annule pas. En 0, $f(x)$ est équivalent à $\frac{-\ln x}{\ln x} = -1 = f(0)$, donc f est continue en 0. f est donc continue sur D .

b) $\frac{f(x) - f(0)}{x - 0} = \frac{1}{x - \ln x} \xrightarrow{x \rightarrow 0} 0$, donc $f'_d(0) = 0$.

3) a) f est dérivable sur $]0 ; +\infty[$, car c'est le quotient de deux fonctions dérivables avec le dénominateur qui ne s'annule pas. On trouve

$$f'(x) = \frac{1 - \ln x}{(x - \ln x)^2}$$

b) En $+\infty$, $f(x)$ est équivalent à $\frac{\ln x}{x}$ qui tend vers 0 quand x tend vers $+\infty$, donc

$$\lim_{+\infty} f = 0$$

c) $1 - \ln x > 0 \Leftrightarrow x < e$, on obtient le tableau de variations :

x	0	e	$+\infty$
$f'(x)$		+	0 -
$f(x)$	-1 ↗	1/e ↘	0

4) Sur $]e; +\infty[$, $f > 0$; sur $[0; e]$, f est strictement croissante, et $f(1) = 0$. Donc f est négative sur $[0; 1[$, positive sur $]1; e]$ (il n'est pas nécessaire d'évoquer le théorème de la bijection monotone). En résumé :

x	0	1	$+\infty$
$f(x)$	-	0	+

5) a) f est continue sur D , donc l'intégrale $\int_0^x f(t)dt$ existe, égale à $\Phi(x) - \Phi(0)$, avec Φ primitive de f sur D . Par conséquent, F est de classe C^1 sur D , et $F' = f$ sur D . On déduit alors du 4) que F est strictement décroissante sur $[0; 1]$, strictement croissante sur $]1; +\infty[$.

b) $\int_1^x \frac{\ln t}{t} dt = \left[\frac{1}{2} (\ln t)^2 \right]_1^x = \frac{1}{2} (\ln x)^2 \rightarrow +\infty$

c) Pour tout $x \geq 1$,

c) $\int_1^x \frac{\ln t}{t - \ln t} dt \geq \int_1^x \frac{\ln t}{t} dt,$

car, pour tout $t \geq 1$, $\ln t \geq 0$ et $0 < t - \ln t \leq t$, et donc $\frac{\ln t}{t - \ln t} \geq \frac{\ln t}{t}$.

Par conséquent la limite de F en $+\infty$ est $+\infty$.

Problème

1) program edhec_2007 ;

Var z, hasard : integer ;

Begin

Randomize ; z:=0 ;

Repeat z := z+1 ; hasard := random(2); until (hasard=1);

Writeln(z);

End.

b) writeln(random(z)+1);

2) Pour tout $k \in \mathbf{N}^*$, $0 \leq \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \leq \left(\frac{1}{2}\right)^k$, et la série de terme général $\left(\frac{1}{2}\right)^k$ est convergente (série géométrique de raison $\frac{1}{2} \in]-1; 1[$), donc la série de terme général $\frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k$ est convergente.

3) Z suit la loi géométrique de paramètre $1/2$ (temps d'attente du premier succès dans une succession d'épreuves identiques et indépendantes, la probabilité du succès à chaque épreuve étant $1/2$).

$$E(X) = \frac{1}{\frac{1}{2}} = 2 \quad ; \quad V(X) = \frac{\frac{1}{2}}{\left(1 - \frac{1}{2}\right)^2} = 2$$

4) Si $i > k$, la probabilité conditionnelle $P_{(Z=k)}(X = i)$ est égale à 0. Si $0 \leq i \leq k$:

$$P_{(Z=k)}(X = i) = \frac{1}{k}$$

b) On utilise la formule des probabilités totales avec le sce $(Z = k), k \in \mathbf{N}^*$:

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

c) En effectuant tout de suite l'interversion des signes Σ admise et indiquée :

$$\sum_{i=1}^{+\infty} P(X = i) = \sum_{k=1}^{+\infty} \sum_{i=1}^k \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k = \sum_{k=1}^{+\infty} k \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k = \sum_{k=1}^{+\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^k = \sum_{k=0}^{+\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^k - 1 = \frac{1}{1 - \frac{1}{2}} - 1 = 1$$

5) a) Pour tout entier naturel i non nul :

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

Pour calculer cette dernière somme, le mieux est peut-être de l'expliciter, pour s'apercevoir qu'on peut mettre $\left(\frac{1}{2}\right)^i$ en facteur. On obtient

$$iP(X = i) \leq \left(\frac{1}{2}\right)^i \sum_{k=0}^{+\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^k = \left(\frac{1}{2}\right)^i \frac{1}{1 - \frac{1}{2}} = \left(\frac{1}{2}\right)^i 2 = \left(\frac{1}{2}\right)^{i-1}$$

b) On a $0 \leq iP(X \leq i) \leq \left(\frac{1}{2}\right)^{i-1}$, et la série de terme général $\left(\frac{1}{2}\right)^{i-1}$ est convergente, donc la série de terme général $iP(X = i)$ est (absolument) convergente, donc X admet une espérance.

c) Toujours en effectuant de suite l'interversion :

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{k=1}^{+\infty} \sum_{i=1}^k i \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \sum_{i=1}^k i = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \frac{k(k+1)}{2} = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{k+1}{2} \left(\frac{1}{2}\right)^k \\ &= \frac{1}{2} \sum_{j=2}^{+\infty} j \left(\frac{1}{2}\right)^{j-1} = \frac{1}{2} \left(\sum_{j=1}^{+\infty} j \left(\frac{1}{2}\right)^{j-1} - 1 \right) = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{\left(1 - \frac{1}{2}\right)^2} - 1 \right) = \frac{3}{2} \end{aligned}$$

6) a) $0 \leq i^2 P(X = i) = i \left(\frac{1}{2}\right)^{i-1}$, terme général d'une série convergente (série géométrique dérivée de raison $\frac{1}{2} \in] - 1 ; 1[$), donc ...

b) Comment on ferait sans cette intervention ??

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

c) En développant les deux expressions et en identifiant, on trouve :

$$(k+1)(2k+1) = 2k(k-1) + 5k + 1$$

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

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

7) L'inégalité de Bienaymé-Chebychev dans sa généralité est :

$$\forall \varepsilon > 0, P(|X - E(X)| \geq \varepsilon) \leq \frac{V(X)}{\varepsilon^2}$$

Dans le cas qui nous intéresse, cela donne :

$$\forall \varepsilon > 0, P\left(\left|X - \frac{3}{2}\right| \geq \varepsilon\right) \leq \frac{11}{12\varepsilon^2}$$

Pour obtenir le $\frac{11}{27}$, on doit prendre $\varepsilon^2 = \frac{27}{12}$, donc $\varepsilon = \frac{3}{2}$. Par conséquent, B.T nous donne

$$P\left(\left|X - \frac{3}{2}\right| \geq \frac{3}{2}\right) \leq \frac{11}{27}$$

Ce qui nous donne la réponse car

$$\left|X - \frac{3}{2}\right| \geq \frac{3}{2} \Leftrightarrow X - \frac{3}{2} \geq \frac{3}{2} \text{ ou } X - \frac{3}{2} \leq -\frac{3}{2} \Leftrightarrow X \geq 3 \text{ ou } X \leq 0$$

et car X est à valeurs positives.

8) a) Tiens, bizarre.

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

b) Quel est l'angle d'attaque ? Ben, certainement l'intégration de l'égalité précédente sur l'intervalle $[0; \frac{1}{2}]$. Essayons :

$$\int_0^{\frac{1}{2}} \sum_{k=1}^n x^{k-1} dx = \int_0^{\frac{1}{2}} \frac{1}{1-x} dx - \int_0^{\frac{1}{2}} \frac{x^n}{1-x} dx$$

$$\sum_{k=1}^n \int_0^{\frac{1}{2}} x^{k-1} dx = [-\ln(1-x)]_0^{\frac{1}{2}} - \int_0^{\frac{1}{2}} \frac{x^n}{1-x} dx$$

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

$$\sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k = \ln 2 - \int_0^{\frac{1}{2}} \frac{x^n}{1-x} dx$$

Ça marche !

c) Pour encadrer l'intégrale, on encadre la fonction à intégrer : de $0 \leq x \leq 1/2$ on tire :

$$-x \geq -\frac{1}{2} ; 1-x \geq \frac{1}{2} ; x^n \geq 0 ; 0 \leq \frac{x^n}{1-x} \leq \frac{x^n}{\frac{1}{2}} = 2x^n ;$$

$$0 \leq \int_0^{\frac{1}{2}} \frac{x^n}{1-x} dx \leq \int_0^{\frac{1}{2}} 2x^n dx = \left[2 \frac{x^{n+1}}{n+1} \right]_0^{\frac{1}{2}} = 2 \left(\frac{1}{2} \right)^{n+1} \frac{1}{n+1} \leq \left(\frac{1}{2} \right)^n$$

Par encadrement, on en déduit : $\lim_{n \rightarrow +\infty} \int_0^{\frac{1}{2}} \frac{x^n}{1-x} dx = 0$.

$$\mathbf{d)} P(X=1) = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2} \right)^k = \lim_{n \rightarrow +\infty} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2} \right)^k = \ln 2$$

en passant à la limite $n \rightarrow +\infty$ dans l'égalité du b).

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

$$\mathbf{e)} P(X \geq 3) = 1 - P(X=1) - P(X=2) = 1 - \ln 2 - \ln 2 + \frac{1}{2} = \frac{3}{2} - 2 \ln 2$$

$P(X \geq 3)$ est donc voisin de $1,5 - 2 \times 0,7 = 0,1$.

Le majorant de $P(X \geq 3)$ trouvé à la septième question (11/27) est donc assez médiocre... Ce qui est normal, puisqu'il est obtenu sans tenir compte de la loi de X . On obtiendrait le même résultat avec n'importe quelle v.a ayant même espérance et même variance que X .

Comme d'habitude c'est beaucoup trop long, mais il y a de quoi s'exprimer, et même de quoi choisir ! Le concepteur il me semble a veillé à ce que le candidat soit bien guidé et ne soit pas bloqué de façon rédhibitoire si il ne trouve pas la réponse à une question au début d'un exercice.