

Copie anonyme - n°anonymat :

Maths 2B

N3-00120



Code épreuve : 287

Nombre de pages : 13

Session : 2023

Épreuve de : Mathématiques 2 appliquées

Consignes

- Remplir soigneusement l'en-tête de chaque feuille avant de commencer à composer
- Rédiger avec un stylo non effaçable bleu ou noir
- Ne rien écrire dans les marges (gauche et droite)
- Numérotter chaque page (cadre en bas à droite)
- Placer les feuilles A3 ouvertes, dans le même sens et dans l'ordre

PARTIE I

1) $\forall j \in \{1, \dots, n\}$ et $(t, h) \in (\mathbb{R}^+)^2$
avec le système complet d'événement $([X_t = i])_{i \in \{1, \dots, n\}}$
la formule des probabilités totales donne :

$$P(X_{t+h} = j) = \sum_{i=1}^n P([X_t = i] \cap [X_{t+h} = j])$$

2) L'événement $[X_{t+h} = j]$ sachant que $[X_t = i]$ est réalisé définit une loi de probabilité
donc $\sum_{j=1}^n P_{[X_t=i]}(X_{t+h}=j) = 1$

$$\text{Si } 1 = 1 + \left(\sum_{j=1}^n \alpha_{i,j} \right) h + o(h)$$

$$\text{alors il faut que } \sum_{j=1}^n \alpha_{i,j} = 0$$

3) b) $\forall j \in \{1, \dots, n\}$, $t > 0$ et $h > 0$,

$$\frac{f_j(t+h) - f_j(t)}{h} = \frac{P(X_{t+h} = j) - P(X_t = j)}{h}$$

$$\stackrel{h \rightarrow 0}{=} \frac{1}{h} \left(\sum_{i=1}^n (\alpha_{i,j} h + o(h)) P(X_t = i) \right)$$

$$\stackrel{h \rightarrow 0}{=} \sum_{i=1}^n (\alpha_{i,j} + o(1)) f_i(t)$$

$$\stackrel{h \rightarrow 0}{=} \sum_{i=1}^n f_i(t) \alpha_{i,j} + o(1)$$

$$\text{donc } \lim_{h \rightarrow 0} \frac{f_i(t+h) - f_i(t)}{h} = \lim_{h \rightarrow 0} \sum_{i=1}^n f_i(t) \alpha_{i,t}^h$$

$$\text{donc } \boxed{f'_j(t) = \sum_{i=1}^n f_i(t) \alpha_{i,t}^h}$$

$$c) L_t G = \begin{pmatrix} f_1(t) & \dots & f_n(t) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{1,1} & \dots & a_{1,n} \\ \vdots & & \vdots \\ a_{n,1} & \dots & a_{n,n} \end{pmatrix}$$

$$= \left(\sum_{i=1}^n a_{i,1} f_i(t) \quad \dots \quad \sum_{i=1}^n f_i(t) a_{i,n} \right)$$

$$= \begin{pmatrix} f'_1(t) & \dots & f'_n(t) \end{pmatrix} \quad \text{d'après la question 3) b)}$$

$$\boxed{= L'_t}$$

$$4) E(z_{i,T}) \text{ existe si et seulement si } \int_{-\infty}^{+\infty} f_{U_T}(t) f_i(t) dt$$

converge absolument, c'est-à-dire converge.
Avec f_{U_T} la densité de U_T .

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f_{U_T}(t) f_i(t) dt = \int_0^T \frac{1}{T} f_i(t) dt \text{ converge en tant}$$

que l'intégrale de fonctions continues sur le segment $[0, T]$.

$$\text{donc } E(z_{i,T}) \text{ existe et } \boxed{E(z_{i,T}) = \frac{1}{T} \int_0^T f_i(t) dt}$$

5) a) Cherchons f'_1

$$L'_t = L_t G \quad \text{or } L_t = \begin{pmatrix} f_1(t) & f_2(t) \end{pmatrix} \text{ et } G = \begin{pmatrix} -a & a \\ b & -b \end{pmatrix}$$

$$\text{donc } L_t' = \begin{pmatrix} -a f_1(t) + b f_2(t) & a f_1(t) - b f_2(t) \end{pmatrix}$$

$$\text{donc } y_1'(t) = -a f_1(t) + b f_2(t)$$

En remplaçant y par f_1 et y' par f_1' dans l'équation différentielle, on trouve :

$$f_1' + (a+b)f_1 = b \Leftrightarrow -a f_1 + b f_2 + a f_1 + b f_1 = b$$

$$\Leftrightarrow b(f_1 + f_2) = b$$

or $f_1 + f_2 = 1$ car $n=2$ donc $([X_t=1], [X_t=2])$ forme un système complet d'événement.

donc f_1 vérifie bien l'équation différentielle.

b) $t \mapsto p + (\alpha - p) \exp(-(a+b)t)$ est solution particulière de $y' + (a+b)y = b$

On peut donc prendre pour tout $t > 0$
 $f_1(t) = p + (\alpha - p) \exp(-(a+b)t)$

on montrerait de la même manière que f_2 vérifie aussi l'équation différentielle $y' + (a+b)y = b$ et $t \mapsto q - (\alpha - p) \exp(-(a+b)t)$ est aussi une solution particulière donc

$$\forall t > 0, f_2(t) = q - (\alpha - p) \exp(-(a+b)t)$$

$$c) \lim_{t \rightarrow +\infty} y_1(t) = \lim_{t \rightarrow +\infty} p + (\alpha - p) \exp(-(a+b)t)$$

$$= p \quad \text{car} \quad \lim_{t \rightarrow +\infty} e^{-(a+b)t} = 0$$

$$d) e_1(T) = \frac{1}{T} \int_0^T f_1(t) dt = \frac{1}{T} \int_0^T p + (\alpha - p) e^{-(a+b)t} dt$$

$$= \frac{1}{T} \left(pT + (\alpha - p) \int_0^T e^{-(a+b)t} dt \right)$$

$$= p + \frac{(\alpha - p)}{T} \int_0^T e^{-(a+b)t} dt$$

$$\xrightarrow{T \rightarrow +\infty} p + 0 \times \frac{1}{a+b}$$

$$= p$$

donc $\boxed{\lim_{T \rightarrow +\infty} \varphi(T) = p}$

6) a)

Soit $X = \begin{pmatrix} x \\ y \\ z \end{pmatrix} \in \mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R})$

$$\left(G + \frac{1}{6}I\right)X = 0 \Leftrightarrow \begin{cases} 2x + y + 2z = 0 & L_1 \leftarrow L_1 - 2L_2 \\ x + 3y + z = 0 \\ 2x + y + 2z = 0 \end{cases}$$

$$\Leftrightarrow \begin{cases} -5y = 0 \\ x + 3y + z = 0 \end{cases}$$

$$\Leftrightarrow \begin{cases} y = 0 \\ z = -x \end{cases}$$

$$\Leftrightarrow X = x \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ -1 \end{pmatrix}$$

donc $\text{Ker}\left(G + \frac{1}{6}I\right) = \text{Vect}\left(\begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ -1 \end{pmatrix}\right) \neq \left\{\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}\right\}$

donc $-\frac{1}{6}$ est valeur propre

et $E_{-\frac{1}{6}}(G) = \text{Vect}\left(\begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ -1 \end{pmatrix}\right)$

de même pour $-\frac{1}{10}$ et 0, ce qui donne:

$$E_{-\frac{1}{10}}(G) = \text{Vect}\left(\begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix}\right)$$

et $E_0(G) = \text{Vect}\left(\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}\right)$

Copie anonyme - n°anonymat : 409895

Emplacement
QR Code

Code épreuve : 287

Nombre de pages : 13

Session : 2023

Épreuve de : Mathématiques 2 appliquées

Consignes

- Remplir soigneusement l'en-tête de chaque feuille avant de commencer à composer
- Rédiger avec un stylo non effaçable bleu ou noir
- Ne rien écrire dans les marges (gauche et droite)
- Numéroté chaque page (cadre en bas à droite)
- Placer les feuilles A3 ouvertes, dans le même sens et dans l'ordre

$$\text{donc } \text{Sp}(G) = \left\{ -\frac{1}{6}, -\frac{1}{10}, 0 \right\}$$

b) G est symétrique donc diagonalisable donc il existe une matrice P inversible et une matrice D diagonale telles que

$$G = PDP^{-1} \quad \text{avec } P = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & -2 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}$$

$$\text{et } D = \frac{1}{30} \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & -3 & 0 \\ 0 & 0 & -5 \end{pmatrix}$$

$$\begin{aligned} \text{c) } tPP &= \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & -2 & 1 \\ 1 & 0 & -1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & -2 & 0 \\ 1 & 1 & -1 \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} 3 & 0 & 0 \\ 0 & 6 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \end{aligned}$$

$$\text{e) } \forall t \geq 0, \quad P^{-1}C_t = \begin{pmatrix} y_1(t) \\ y_2(t) \\ y_3(t) \end{pmatrix} \Leftrightarrow C_t = P \begin{pmatrix} y_1(t) \\ y_2(t) \\ y_3(t) \end{pmatrix}$$

Or, en résolvant les équations différentielles homogènes

$$y_1'(t) = 0, \quad y_2'(t) = -\frac{1}{10} y_2(t) \text{ et } y_3'(t) = -\frac{1}{6} y_3(t),$$

on trouve :

$$\forall t > 0 \quad y_1(t) = k e^{-\alpha t} = k, \quad y_2(t) = h e^{-\frac{1}{10}t} \quad \text{et} \quad y_3(t) = l e^{-\frac{1}{6}t}$$

avec $(k, h, l) \in \mathbb{R}^3$.

avec la condition initiale $P^{-1}C_0 = \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \\ \gamma \end{pmatrix}$,

cela donne $\forall t > 0 \quad y_1(t) = \alpha, \quad y_2(t) = \beta e^{-\frac{1}{10}t}$ et $y_3(t) = \gamma e^{-\frac{1}{6}t}$

donc en remplaçant dans C_t cela donne :

$$\forall t > 0, \quad C_t = P \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta e^{-\frac{1}{10}t} \\ \gamma e^{-\frac{1}{6}t} \end{pmatrix}$$

$$= \begin{pmatrix} \alpha + \beta e^{-\frac{1}{10}t} + \gamma e^{-\frac{1}{6}t} \\ \alpha - 2\beta e^{-\frac{1}{10}t} \\ \alpha + \beta e^{-\frac{1}{10}t} - \gamma e^{-\frac{1}{6}t} \end{pmatrix}$$

donc $P(X_t = 1) = \alpha + \beta e^{-\frac{1}{10}t} + \gamma e^{-\frac{1}{6}t}$

$P(X_t = 2) = \alpha - 2\beta e^{-\frac{1}{10}t}$

$P(X_t = 3) = \alpha + \beta e^{-\frac{1}{10}t} - \gamma e^{-\frac{1}{6}t}$

Quand t tend vers $+\infty$, on obtient

$\forall i \in \{1, 2, 3\}, \lim_{t \rightarrow +\infty} P(X_t = i) = \alpha$

or $[X_t = i]_{i \in \{1, 2, 3\}}$ est un système complet d'événements
donc $\alpha = \frac{1}{3}$

donc $\boxed{\lim_{t \rightarrow +\infty} P(X_t = i) = \frac{1}{3}}$

7) b) $\forall n > 0, P_{[X_0 = i]}(Y_i > n) = e^{-\beta_i n}$

donc $P_{[X_0 = 1]}(Y_1 < n) = 1 - e^{-\beta_1 n}$

et Y_i est à valeur dans \mathbb{R}_+

donc on reconnaît la fonction de répartition de la loi exponentielle.

donc la loi de Y_i pour la probabilité conditionnelle $P_{[X_0=i]}$ est une loi exponentielle

de paramètre β_i

c) La probabilité de $Y > n$ est la probabilité que le premier instant t où $X_t \neq X_0$ arrive après d'instant n

c'est-à-dire la probabilité que $X_0 = k$ et que $X_t \neq k$, donc que $Y_k > n$

cela donne :

$$\begin{aligned} \forall n > 0, \quad P(Y > n) &= P\left(\bigcup_{k=1}^n [X_0 = k \cap Y_k > n]\right) \\ &= \sum_{k=1}^n P(X_0 = k \cap Y_k > n) \\ &= \sum_{k=1}^n P(X_0 = k) P_{[X_0=k]}(Y_k > n) \\ &= \sum_{k=1}^n P(X_0 = k) e^{-\beta_k n} \end{aligned}$$

d) $\forall n < 0, \quad P(Y \leq n) = 0$

$$\forall n > 0, \quad P(Y \leq n) = 1 - \sum_{k=1}^n P(X_0 = k) e^{-\beta_k n}$$

$n \mapsto P(Y \leq n)$ est de classe \mathcal{C}^1 sur \mathbb{R}^* en tant que somme et produit de fonctions de classe \mathcal{C}^1 ou constante.

donc $n \mapsto P(Y \leq n)$ est de classe \mathcal{C}^0 sur \mathbb{R}^*

en 0 :

$$\lim_{n \rightarrow 0} P(Y \leq n) = 1 - \sum_{k=1}^n P(X_0 = k) = 1 - 1 = 0 = P(Y \leq 0)$$

car $([X_0 = k])$ est un système complet d'événement.

donc $n \mapsto P(Y \leq n)$ est continue en 0 donc sur \mathbb{R}

donc $n \mapsto P(Y \leq n)$ est la fonction de répartition

d'une variable aléatoire à densité.

donc Y est une variable aléatoire à densité.

et par dérivation et prolongement arbitraire, une densité f_Y de Y est:

$$\forall n \in \mathbb{R}, \quad f_Y(n) = \begin{cases} 0 & \text{si } n < 0 \\ \sum_{k=1}^n P(X_0=k) \beta_k e^{-\beta_k n} & \text{si } n \geq 0 \end{cases}$$

e) Y admet une espérance si et seulement si $\int_{-\infty}^{+\infty} n f_Y(n) dn$

converge absolument, c'est-à-dire converge

$$\int_{-\infty}^{+\infty} n f_Y(n) dn = \int_0^{+\infty} n \sum_{k \in \mathbb{I}} P(X_0=k) \beta_k e^{-\beta_k n} dn$$

$$= \sum_{k \in \mathbb{I}} P(X_0=k) \int_0^{+\infty} n \beta_k e^{-\beta_k n} dn$$

$$= \sum_{k \in \mathbb{I}} \frac{P(X_0=k)}{\beta_k} \quad \text{car } \int_0^{+\infty} n \beta_k e^{-\beta_k n} dn \text{ est}$$

l'espérance d'une variable aléatoire qui suit une loi exponentielle de paramètre β_k .

PARTIE II

8) b) Si $P([X_r=i] \cap [X_{r+s}=k])$ est nulle,

$\forall (j,k) \in \{1, \dots, n\}^2$ et s et t des entiers positifs,

$$P([X_r=i] \cap [X_{r+s}=k] \cap [X_{r+s+t}=j]) = P([X_r=i] \cap [X_{r+s}=k]) \times P(X_{r+s+t}=j)$$

$$= 0$$

Si $P([X_r=i] \cap [X_{r+s}=k])$ est non-nulle,

$\forall (j,k) \in \{1, \dots, n\}^2$ et s et t positifs,

$$P([X_r=i] \cap [X_{r+s}=k] \cap [X_{r+s+t}=j]) = P(X_r=i) P_{[X_r=i]}(X_{r+s}=k) P_{[X_r=i] \cap [X_{r+s}=k]}(X_{r+s+t}=j)$$

$$= P(X_r=i) m_{i,k}(s) m_{k,j}(t) \quad \text{car } P_{[X_r=i] \cap [X_{r+s}=k]}(X_{r+s+t}=j) =$$

Copie anonyme - n°anonymat :

Code épreuve : 287

Nombre de pages : 13

Session : 2023

Emplacement
QR Code

Épreuve de : Mathématiques 2 appliquées

Consignes

- Remplir soigneusement l'en-tête de chaque feuille avant de commencer à composer
- Rédiger avec un stylo non effaçable bleu ou noir
- Ne rien écrire dans les marges (gauche et droite)
- Numéroté chaque page (cadre en bas à droite)
- Placer les feuilles A3 ouvertes, dans le même sens et dans l'ordre

$= P_{[X_{r+s}=k]} (X_{r+s+t}=j)$ d'après la propriété (H2).

donc $\forall (i, j) \in \{1, \dots, n\}^2$ et s et t des réels positifs,

si $P([X_r=i] \cap [X_{r+s}=k])$ est nulle ou non-nulle, on a

$$P([X_r=i] \cap [X_{r+s}=k] \cap [X_{r+s+t}=j]) = P([X_r=i]) m_{i,k}(s) m_{k,j}(t)$$

9)c) Ce graphique est cohérent avec le fait que

$$\lim_{t \rightarrow +\infty} P(X_t=i) = \frac{1}{3} \text{ pour tout } i \in \{1, 2, 3\}$$

car la fonction trace $Loi(X_t)$ trace les graphes des fonctions $t \mapsto P(X_t=i)$

et on voit bien que les 3 courbes convergent vers $\frac{1}{3}$

PARTIE 3

10) a) Montrons par récurrence que pour tout $i \in \mathbb{N}^*$,

$$G^i = (-\alpha - \beta)^{i-1} G$$

pour $i=1$

$$G^1 = G = (-\alpha - \beta)^0 G$$

Soit $i \in \mathbb{N}^*$. Supposons que $G^i = (-\alpha - \beta)^{i-1} G$

$$G^{i+1} = G^i G = (-\alpha - \beta)^{i-1} G^2 \text{ d'après l'hypothèse de}$$

réécriture.

$$= (-\alpha - \beta)^{i-1} \begin{pmatrix} (-\alpha - \beta)^2 & \alpha(-\alpha - \beta) & \beta(-\alpha - \beta) \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

$$= (-\alpha - \beta)^i G$$

d'où, par récurrence, pour tout j de \mathbb{N}^* , $G^j = (-\alpha - \beta)^{j-1} G$.

b) $\forall h \in \mathbb{N}^*$, $\forall t \in \mathbb{R}$,

$$\begin{aligned} (I_3 + \frac{t}{h} G)^h &= \sum_{i=0}^h \binom{h}{i} I_3^{h-i} \left(\frac{t}{h} G \right)^i \quad \text{par le binôme de Newton} \\ &= I_3 + \sum_{i=1}^h \binom{h}{i} \left(\frac{t}{h} \right)^i G^i \\ &= \boxed{I_3 + G \left(\sum_{i=1}^h \binom{h}{i} \left(\frac{t}{h} \right)^i (-\alpha - \beta)^{i-1} \right)} \end{aligned}$$

c) $\forall h \in \mathbb{N}^*$ et t réel,

$$\begin{aligned} &\sum_{i=1}^h \binom{h}{i} \left(\frac{t}{h} \right)^i (-\alpha - \beta)^{i-1} \\ &= -\frac{1}{\alpha + \beta} \sum_{i=1}^h \binom{h}{i} \left(\frac{t}{h} \right)^i (-\alpha - \beta)^i \\ &= -\frac{1}{\alpha + \beta} \left(\sum_{i=0}^h \binom{h}{i} \left(\frac{t}{h} \right)^i (-\alpha - \beta)^i - 1 \right) \\ &= -\frac{1}{\alpha + \beta} \left(\left(1 - (\alpha + \beta) \frac{t}{h} \right)^h - 1 \right) \quad \text{par le binôme de Newton} \\ &= \boxed{\frac{1 - \left(1 - (\alpha + \beta) \frac{t}{h} \right)^h}{\alpha + \beta}} \end{aligned}$$

$$\forall t > 0, M(t) = \lim_{h \rightarrow +\infty} \left(I_3 + \frac{t}{h} G \right)^h$$

$$= \lim_{h \rightarrow +\infty} I_3 + \left(\frac{1 - (1 - (\alpha + \beta) \frac{t}{h})^h}{\alpha + \beta} \right) G$$

$$\text{or } \lim_{h \rightarrow +\infty} \left(1 - (\alpha + \beta) \frac{t}{h} \right)^h = \lim_{h \rightarrow +\infty} e^{h \ln \left(1 - (\alpha + \beta) \frac{t}{h} \right)}$$

$$\text{or } \ln \left(1 - (\alpha + \beta) \frac{t}{h} \right) \underset{h \rightarrow +\infty}{\sim} -(\alpha + \beta) \frac{t}{h} \quad \text{car } \lim_{h \rightarrow +\infty} -(\alpha + \beta) \frac{t}{h} = 0$$

$$\text{donc } \lim_{h \rightarrow +\infty} e^{h \ln \left(1 - (\alpha + \beta) \frac{t}{h} \right)} = e^{-(\alpha + \beta)t}$$

$$\text{donc } \boxed{M(t) = I_3 + \frac{1 - e^{-(\alpha + \beta)t}}{\alpha + \beta} G}$$

d) Pour trouver la loi de X_t , il faut calculer L_t or $L_t = L_0 M(t)$ d'après la question 8)a)

donc $\forall t > 0$,

$$L_t = L_0 M(t) = L_0 \left(I_3 + \frac{1 - \exp(-(\alpha + \beta)t)}{\alpha + \beta} G \right)$$

$$= \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 - 1 + \exp(-(\alpha + \beta)t) & \frac{\alpha(1 - e^{-(\alpha + \beta)t})}{\alpha + \beta} & \frac{\beta(1 - e^{-(\alpha + \beta)t})}{\alpha + \beta} \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

donc, par identification des coefficients,

$$L_t = L_0 M(t) \Leftrightarrow (P(X_t=1) \quad P(X_t=2) \quad P(X_t=3)) = L_0 M(t)$$

$$\Leftrightarrow \begin{cases} P(X_t=1) = \exp(-(\alpha + \beta)t) \\ P(X_t=2) = \frac{\alpha(1 - \exp(-(\alpha + \beta)t))}{\alpha + \beta} \\ P(X_t=3) = \frac{\beta(1 - \exp(-(\alpha + \beta)t))}{\alpha + \beta} \end{cases}$$

$$11) a) \quad A^3 - 2A^2 + A = A^3 - \frac{2}{9} \begin{pmatrix} 1 & -2 & 1 \\ 4 & 1 & -5 \\ -20 & 4 & 16 \end{pmatrix} + A$$

$$= \frac{1}{27} \begin{pmatrix} -9 & 9 & 0 \\ 0 & -9 & 9 \\ 36 & 0 & -36 \end{pmatrix} + \frac{9}{27} \begin{pmatrix} 1 & -1 & 0 \\ 0 & 1 & -1 \\ -4 & 0 & 4 \end{pmatrix}$$

$$= 0$$

donc $V(x) = x^3 - 2x^2 + x$ est un polynôme annulateur de A .

PARTIE 4

12)

$$\sum_{j=1}^3 |a_{1,j}| = 1 \quad \sum_{j=1}^3 |a_{2,j}| = 0$$

$$\text{et } \sum_{j=1}^3 |a_{3,j}| = 1 - 2 = 2$$

$$\text{donc } \boxed{\|A\| = 2}$$

13) a) Les coefficients de $M(t)$ sont tous compris entre 0 et 1 donc on a forcément $\max_{1 \leq i \leq n} \left(\sum_{j=1}^n |a_{i,j}| \right) = 1$

$$\text{donc } \boxed{\|M(t)\| = 1}$$

14) a) On a $|a_{i,j} + b_{i,j}| \leq |a_{i,j}| + |b_{i,j}|$

$$\text{donc } \sum_{j=1}^n |a_{i,j} + b_{i,j}| \leq \sum_{j=1}^n |a_{i,j}| + \sum_{j=1}^n |b_{i,j}|$$

$$\text{donc } \max_{1 \leq i \leq n} \left(\sum_{j=1}^n |a_{i,j} + b_{i,j}| \right) \leq \max_{1 \leq i \leq n} \left(\sum_{j=1}^n |a_{i,j}| \right) + \max_{1 \leq i \leq n} \left(\sum_{j=1}^n |b_{i,j}| \right)$$

$$\text{donc } \boxed{\|A+B\| \leq \|A\| + \|B\|}$$

c) Montrons par récurrence que pour tout n de \mathbb{N} , $\|A^n\| \leq \|A\|^n$

$$\text{Si } n=0, \quad \|A^0\| = \|I\| = 1 \leq \|A\|^0 = 1$$

Soit $n \in \mathbb{N}$. Supposons que $\|A^n\| \leq \|A\|^n$
 $\|A^{n+1}\| = \|A^n A\| \leq \|A^n\| \|A\| = \|A\|^n \|A\|$ d'après l'hypothèse

Copie anonyme - n°anonymat :

Code épreuve : 287

Nombre de pages : 13

Session : 2023

Emplacement
QR Code

Épreuve de : Mathématiques 2 appliquées

Consignes

- Remplir soigneusement l'en-tête de chaque feuille avant de commencer à composer
- Rédiger avec un stylo non effaçable bleu ou noir
- Ne rien écrire dans les marges (gauche et droite)
- Numéroté chaque page (cadre en bas à droite)
- Placer les feuilles A3 ouvertes, dans le même sens et dans l'ordre

de récurrence.

$$\text{donc } \|A^{n+1}\| \leq \|A\|^{n+1}$$

d'où, par récurrence, pour tout n de \mathbb{N} , $\|A^n\| \leq \|A\|^n$

$$d) \forall k \in \mathbb{N}^*, \quad A(A^k - B^k) + (A - B)B^k$$

$$= A^{k+1} - AB^k + AB^k - B^{k+1}$$

$$= A^{k+1} - B^{k+1}$$

e) Montrons par récurrence que pour tout $k \in \mathbb{N}^*$,
 $\|A^k - B^k\| \leq kc^{k-1} \|A - B\|$

pour $k=1$

$$\|A - B\| \leq \|A - B\|$$

Soit $k \in \mathbb{N}^*$. Supposons que $\|A^k - B^k\| \leq kc^{k-1} \|A - B\|$

$$\|A^{k+1} - B^{k+1}\| = \|A(A^k - B^k) + (A - B)B^k\|$$

$$\leq \|A(A^k - B^k)\| + \|(A - B)B^k\| \text{ d'après la (4)a)$$

$$\leq \|A\| \|A^k - B^k\| + \|A - B\| \|B^k\| \text{ d'après la (4)c)}$$

or $\|A^k - B^k\| \leq kc^{k-1} \|A - B\|$ d'après l'hypothèse de
donc $\|A\| \|A^k - B^k\| \leq kc^{k-1} \|A\| \|A - B\|$ récurrence