

ANALYSE

Exercice 1.01.

1. Montrer la convergence des intégrales suivantes et les calculer :

$$I_1 = \int_0^1 \frac{1}{\sqrt{1-t^2}} dt, \quad I_2 = \int_0^1 \frac{t}{\sqrt{1-t^2}} dt, \quad I_3 = \int_0^1 \frac{t^2}{\sqrt{1-t^2}} dt.$$

(Pour I_1 et I_3 , on pourra utiliser le changement de variable $t = \sin u$.)

2. Pour tout $x \in \mathbb{R}$, montrer l'existence des intégrales suivantes :

$$f(x) = \int_0^1 \frac{\cos(xt)}{\sqrt{1-t^2}} dt, \quad g(x) = \int_0^1 \frac{-t \sin(xt)}{\sqrt{1-t^2}} dt \quad \text{et} \quad h(x) = \int_0^1 \frac{-t^2 \cos(xt)}{\sqrt{1-t^2}} dt$$

Dans toute la suite on admet que f est de classe \mathcal{C}^2 sur \mathbb{R} et que $f' = g$ et $f'' = h$.

3. Montrer que : $\forall x \in \mathbb{R}, x f''(x) + f'(x) + x f(x) = 0$.

4. Soit z la fonction définie sur $I = [1, +\infty[$ par $z(x) = f(x)\sqrt{x}$.

a) Montrer que z est de classe \mathcal{C}^2 et trouver une fonction q telle que :

$$\forall x \in I, z''(x) + q(x)z(x) = 0$$

b) En étudiant la fonction $x \mapsto \varphi(x) = q(x)z^2(x) + (z'(x))^2$, montrer qu'il existe un nombre réel $M > 0$ tel que : $\forall x \in I, |f(x)| \leq \frac{M}{\sqrt{x}}$.

Solution :

1. Les fonctions à intégrer sont continues sur $[0, 1[$; il y a un problème de convergence des intégrales en 1.

Pour tout $x \in]0, 1[$, on effectue le changement de variable $t = \sin u$ qui est de classe \mathcal{C}^1 ; on a :

$$\int_0^1 \frac{1}{\sqrt{1-t^2}} dt \text{ de même nature et de même valeur en cas de convergence que } \int_0^{\pi/2} \frac{\cos u}{|\cos u|} du$$

qui existe et vaut $\frac{\pi}{2}$. Donc $I_1 = \frac{\pi}{2}$.

Pour tout $x \in]-1, 1[$, on a : $\int_0^x \frac{t}{\sqrt{1-t^2}} dt = [-\sqrt{1-t^2}]_0^x = 1 - \sqrt{1-x^2}$, qui a pour limite 1 quand x tend vers 1 donc $I_2 = 1$.

Par le même argument que pour I_1 , I_3 est de même nature (et a même valeur en cas de convergence) que l'intégrale

$$\int_0^{\frac{\pi}{2}} \frac{\sin^2 u}{|\cos u|} \cos u du = \int_0^{\frac{\pi}{2}} \sin^2 u du = \int_0^{\frac{\pi}{2}} \frac{1}{2}(1 - \cos(2u)) du,$$

Cette dernière intégrale est faussement impropre en 1, donc convergente, et :

$$I_3 = \left[\frac{1}{2}(u - \frac{1}{2} \sin(2u)) \right]_0^{\frac{\pi}{2}} = \frac{\pi}{4}$$

2. Comme $\frac{|\cos(xt)|}{\sqrt{1-t^2}} \leq \frac{1}{\sqrt{1-t^2}}$, et que I_1 converge, par théorème de comparaison, on en déduit que l'intégrale qui définit f est absolument convergente, donc convergente. Idem pour g et h avec I_2 et I_3 .

3. Soit $a \in]0, 1[$. Intégrons par parties sur $[0, a]$, avec $u(t) = \sqrt{1-t^2}$, $u'(t) = \frac{-t}{\sqrt{1-t^2}}$, $v(t) = \sin(xt)$, $v'(t) = x \cos(xt)$ (u, v sont de classe \mathcal{C}^1) :

$$\int_0^a \frac{-t \sin(xt)}{\sqrt{1-t^2}} dt = [\sqrt{1-t^2} \sin(xt)]_0^a - \int_0^a \sqrt{1-t^2} \times x \cos(xt) dt$$

$$\text{d'où : } \int_0^a \frac{-t \sin(xt)}{\sqrt{1-t^2}} dt = \sqrt{1-a^2} \sin(xa) - x \int_0^a \frac{(1-t^2) \cos(xt)}{\sqrt{1-t^2}} dt.$$

En faisant tendre a vers 1 on obtient :

$$f'(x) = -x(f(x) + f''(x))$$

4. La fonction $x \mapsto \sqrt{x}$ est de classe \mathcal{C}^2 sur I . Ainsi la fonction z est de classe \mathcal{C}^2 comme produit de deux fonctions de classe \mathcal{C}^2 . En dérivant deux fois on obtient :

$$z''(x) = -\frac{1}{4}x^{-\frac{3}{2}}f(x) + x^{-\frac{1}{2}}f'(x) + x^{\frac{1}{2}}f''(x).$$

D'après le résultat de la question 3, on en déduit :

$$z''(x) = -\frac{1}{4}x^{-\frac{3}{2}}f(x) - x^{\frac{1}{2}}f(x) = -\left(1 + \frac{1}{4x^2}\right)\sqrt{x}f(x),$$

soit $z''(x) + q(x)z(x) = 0$, avec $q(x) = 1 + \frac{1}{4x^2}$.

5. On a : $\varphi'(x) = q'(x)z^2(x) + 2z'(x)(q(x)z(x) + z''(x)) = q'(x)z^2(x) \leq 0$ donc φ est décroissante sur I .

Donc, pour tout $x \in I$, on a : $q(x)z^2(x) + \underbrace{(z'(x))^2}_{\geq 0} = \varphi(x) \leq \varphi(1)$, donc : $q(x)z^2(x) \leq \varphi(1)$;

puisque $q(x) \geq 1 > 0$ on déduit $z^2(x) \leq \varphi(1)$, donc $|z(x)| \leq \sqrt{\varphi(1)} = M$ soit z est bornée sur I .

Donc $\forall x \in I, |f(x)| \leq \frac{M}{\sqrt{x}}$

Exercice 1.02.

On considère la fonction $f : x \mapsto \int_0^1 \frac{t^x}{1+t} dt$.

1. Montrer que la fonction f est définie sur $] -1, +\infty[$.
2. Vérifier que pour tout $x > -1$, on a : $f(x) + f(x+1) = \frac{1}{x+1}$.
3. a) Montrer qu'il existe une constante $C > 0$ telle que pour tout $(x, y) \in (\mathbb{R}^+)^2$:

$$|f(x) - f(y)| \leq C|x - y|$$
 b) En déduire que f est continue sur son domaine de définition.
4. a) Montrer que l'application f est décroissante sur \mathbb{R}^+ .
 b) En déduire que $f(x) \underset{(+\infty)}{\sim} \frac{1}{2x}$. Donner de même un équivalent simple de $f(x)$ au voisinage de -1 .

Solution :

1. L'application $t \mapsto \frac{t^x}{1+t}$ est continue et positive sur $]0, 1]$.

$\frac{t^x}{1+t} \underset{(t \rightarrow 0)}{\sim} \frac{1}{t^{-x}}$, donc par critère d'équivalence pour les intégrales de fonctions positives, $\int_0^1 \frac{t^x}{1+t} dt$ converge si et seulement si $-x < 1$, i.e. $x > -1$.

2. Pour tout $x > -1$, $f(x) + f(x+1) = \int_0^1 t^x dt = \frac{1}{x+1}$ (linéarité pour les intégrales convergentes)

3. a) Soit $g : x \rightarrow t^x = e^{x \ln t}$. L'inégalité des accroissements finis donne :

$$|t^x - t^y| \leq \sup_{u \in [x, y]} |(\ln t) e^{u \ln t}| \times |x - y|$$

Or pour $0 < t < 1$, on a $\ln t < 0$ et pour x et y positifs ou nuls $u \ln t < 0$ sur le segment $[x, y]$, donc $|t^x - t^y| \ln t \times |x - y|$, et on peut écrire :

$$|f(x) - f(y)| \leq |x - y| \int_0^1 \frac{|\ln t|}{1+t} dt = C|x - y|$$

car l'intégrale $\int_0^1 \frac{|\ln t|}{1+t} dt$ est convergente.

b) \rightarrow Par la question précédente, la fonction f est continue sur $[0, +\infty[$ car lipchitzienne.

\rightarrow De plus $x > -1 \implies f(x) = \frac{1}{x+1} - f(x+1)$ et $x+10$, donc f est continue sur $] -1, +\infty[$, par composition.

4. a) Soient a et b deux réels tels que $-1 < a < b$. En multipliant par $\ln t$ négatif sur $]0, 1]$

$a \ln t b \ln t$, puis $t^a t^b$, puis $\frac{t^a}{1+t} \frac{t^b}{1+t}$ et en intégrant $f(a)f(b)$.

La fonction f est décroissante.

b) Par décroissance de f , pour $x > 0$:

$$\frac{1}{x+1} = f(x) + f(x+1) \leq 2f(x) \text{ et } \frac{1}{x} = f(x) + f(x-1) \geq 2f(x),$$

donc $\frac{x}{x+1} \leq 2xf(x) \leq 1$, et par encadrement $\lim_{x \rightarrow +\infty} 2xf(x) = 1$, d'où $f(x) \underset{(+\infty)}{\sim} \frac{1}{2x}$.

Enfin $f(x) + f(x+1) = \frac{1}{x+1}$ donne $f(x) \underset{(-1+)}{\sim} \frac{1}{x+1}$.

Exercice 1.03.

Soit $(a_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ une suite de réels positifs telle que la série $\sum a_n$ diverge. On notera (S_n) la suite des sommes partielles, *i.e.* la suite définie, pour tout entier naturel n non nul, par :

$$S_n = \sum_{k=1}^n a_k.$$

1. Exemples.

a) Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, on pose $a_n = \frac{1}{n}$. Déterminer la nature de la série $\sum \frac{a_n}{1+na_n}$.

b) Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, on pose $a_n = \begin{cases} 1 & \text{s'il existe un entier } m \text{ tel que } n = 2^m - 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$.

Déterminer la nature de $\sum \frac{a_n}{1+na_n}$.

2. On suppose dans cette question que la suite (a_n) est à valeurs strictement positives.

Montrer que la série $\sum \frac{a_n}{1+n^2 a_n}$ converge.

3. a) Montrer que si $\sum \frac{a_n}{1+a_n}$ converge, alors la suite (a_n) converge vers 0.

b) Montrer que si la suite (a_n) converge vers 0, alors $\sum \frac{a_n}{1+a_n}$ diverge.

c) En déduire que $\sum \frac{a_n}{1+a_n}$ diverge.

4. a) Soit (u_n) une suite de réels positifs et (T_n) la suite des sommes partielles de la série de terme général u_n . Montrer que si la suite (T_n) converge, alors pour tout $\varepsilon > 0$, il existe un entier naturel n_0 tel que pour tout $n \geq n_0$, et tout $p \geq 0$, $|T_{n+p} - T_n| \leq \varepsilon$.

b) Soient $(n, k) \in (\mathbb{N}^*)^2$. Montrer que $\sum_{j=1}^k \frac{a_{n+j}}{S_{n+j}} \geq 1 - \frac{S_n}{S_{n+k}}$.

c) En déduire que la série $\sum \frac{a_n}{S_n}$ diverge.

Solution :

1. a) Soit $n \in \mathbb{N}^*$. Comme $a_n = \frac{1}{n}$, alors $\frac{a_n}{1+na_n} = \frac{1}{n+n}$ et $\sum \frac{a_n}{1+na_n}$ diverge.

b) Pour tout entier naturel n , notons $S_n = \sum_{k=0}^n \frac{a_k}{1+ka_k}$.

Comme la suite (a_k) est à valeurs positives, alors $(S_n)_n$ est croissante.

De plus, $S_{2^m-1} = \sum_{k=0}^{2^m-1} \frac{a_n}{1+na_n} = \sum_{k=1}^m \frac{1}{1+(2^k-1)} = \sum_{k=1}^m 2^{-k}$.

Ainsi, $\sum \frac{a_n}{1+na_n}$ converge.

c) Soit $n \in \mathbb{N}^*$. Comme $1+n^2a_n \geq n^2a_n$ et $a_n > 0$, alors $0 \leq \frac{a_n}{1+n^2a_n} \leq \frac{1}{n^2}$.

Ainsi, $\sum \frac{a_n}{1+n^2a_n}$ est une série dont le terme général est positif et majoré par le terme d'une série convergente, donc $\sum \frac{a_n}{1+a_n}$ converge.

2. a) Supposons que $\sum \frac{a_n}{1+a_n}$ converge. Alors, $r_n = \frac{a_n}{1+a_n}$ converge vers 0, donc $(r_n \neq 1)!$
 $a_n = \frac{r_n}{1-r_n}$ converge également vers 0, soit $\lim_{n \rightarrow \infty} a_n = 0$.

b) Supposons que $(a_n)_n$ converge vers 0. Alors, $\frac{a_n}{1+a_n} \sim a_n$. Or, ces suites sont positives, donc, d'après le théorème de comparaison des séries à termes positifs, si $\lim_{n \rightarrow \infty} a_n = 0$, alors $\sum \frac{a_n}{1+a_n}$ converge.

c) Finalement, $\sum \frac{a_n}{1+a_n}$ est une série à termes positifs, donc soit elle converge, soit ses sommes partielles tendent vers $+\infty$.

Supposons par l'absurde que $\sum \frac{a_n}{1+a_n}$ converge. D'après les questions précédentes, (a_n) tend vers 0 et la série diverge. On obtient ainsi une contradiction, et $\sum \frac{a_n}{1+a_n}$ diverge.

3. a) Supposons que la suite $(T_n)_n$ converge vers un réel ℓ . Soit $\varepsilon > 0$. D'après la définition de la limite, il existe un entier n_0 tel que pour tout $n \geq n_0$, $|T_n - \ell| < \frac{\varepsilon}{2}$.

Soient $n \geq n_0$ et $p \geq 0$. Alors, $n+p \geq n_0$ et

$$|T_{n+p} - T_n| \leq |T_{n+p} - \ell| + |T_n - \ell| < \frac{\varepsilon}{2} + \frac{\varepsilon}{2} = \varepsilon$$

Ainsi, $\forall \varepsilon > 0, \exists n_0 \in \mathbb{N}$ tel que $\forall n \geq n_0, p \geq 0, |T_{n+p} - T_n| \leq \varepsilon$.

b) Comme la série $\sum a_n$ est à termes positifs, la suite (S_n) est croissante.

Ainsi,

$$\sum_{j=1}^k \frac{a_{n+j}}{S_{n+j}} \geq \sum_{j=1}^k \frac{a_{n+j}}{S_{n+k}} \geq \frac{1}{S_{n+k}} \sum_{j=n+1}^{n+k} a_j \geq \frac{S_{n+k} - S_n}{S_{n+k}} = 1 - \frac{S_n}{S_{n+k}}$$

Finalement, $\forall (n, k) \in (\mathbb{N}^*)^2, \sum_{j=1}^k \frac{a_{n+j}}{S_{n+j}} \geq 1 - \frac{S_n}{S_{n+k}}$.

c) Pour tout entier naturel n non nul, notons $T_n = \sum_{j=1}^n \frac{a_j}{S_j}$. D'après la question précédente, pour tout $(n, k) \in (\mathbb{N}^*)^2$,

$$T_{n+k} - T_n = \sum_{j=1}^{n+k} \frac{a_j}{S_j} - \sum_{j=1}^n \frac{a_j}{S_j} = \sum_{j=1}^{n+k} \frac{a_{n+j}}{S_{n+j}} \geq 1 - \frac{S_n}{S_{n+k}}$$

Or, comme $\sum a_n$ diverge, alors $\lim_{k \rightarrow \infty} 1 - \frac{S_n}{S_{n+k}} = 1$.

Ainsi, (T_n) ne satisfait pas le critère de convergence de la question 3. a), et $\sum \frac{a_n}{S_n}$ diverge.

Exercice 1.04.

1. Déterminer les valeurs de x réel pour lesquelles $\int_0^{+\infty} t^{x-1}e^{-t} dt$ converge. On note D l'ensemble de ces valeurs.

On pose alors pour tout $x \in D$, $\Gamma(x) = \int_0^{+\infty} t^{x-1}e^{-t} dt$.

2. Montrer que pour tout $x \in D$, $\Gamma(x+1) = x\Gamma(x)$ (\star). En déduire la valeur de $\Gamma(n)$ pour tout $n \in \mathbb{N}^*$.

3. a) Montrer que $\ln(\Gamma(x))$ existe pour $x \in D$.

b) On admet que la fonction Γ est de classe \mathcal{C}^2 sur D et que pour tout $x \in D$

$$\Gamma'(x) = \int_0^{+\infty} (\ln t)t^{x-1}e^{-t} dt \quad \text{et} \quad \Gamma''(x) = \int_0^{+\infty} (\ln t)^2 t^{x-1}e^{-t} dt$$

i) Soit f et g deux fonctions continues sur \mathbb{R}_+^* , à valeurs réelles, telles que les intégrales $\int_0^{+\infty} [f(t)]^2 dt$ et $\int_0^{+\infty} [g(t)]^2 dt$ convergent. Montrer que, pour tout $\lambda \in \mathbb{R}$, l'intégrale $\int_0^{+\infty} [f(t) + \lambda g(t)]^2 dt$ est convergente et que sa valeur, notée $\varphi(\lambda)$, est toujours positive ou nulle.

En déduire une inégalité liant $\int_0^{+\infty} [f(t)]^2 dt$, $\int_0^{+\infty} [g(t)]^2 dt$ et $\int_0^{+\infty} f(t)g(t) dt$

ii) Montrer que la fonction $\ln \circ \Gamma$ est convexe sur D .

4. a) En utilisant la relation (\star), montrer que pour tout $n \in \mathbb{N}$ tel que $n \geq 2$:

$$\frac{\Gamma'(n)}{\Gamma(n)} = \Gamma'(1) + \sum_{k=1}^{n-1} \frac{1}{k}$$

b) Montrer qu'il existe $a_n \in [n, n+1]$ tel que $\ln n = \frac{\Gamma'(a_n)}{\Gamma(a_n)}$.

c) En utilisant la convexité de la fonction $\ln \circ \Gamma$, montrer que $\Gamma'(1) = -\gamma$, où γ est la constante d'Euler définie par $\gamma = \lim_{n \rightarrow \infty} \left(\sum_{k=1}^n \frac{1}{k} - \ln n \right)$.

Solution :

1. Ce sont des questions vues en cours. La fonction Γ est définie sur $D = \mathbb{R}^{+*}$

2. Une intégration par parties donne $\Gamma(x+1) = x\Gamma(x)$ et par récurrence $\Gamma(1) = 1$, puis $\Gamma(n) = (n-1)!$

3. $(\ln \circ \Gamma)(x)$ existe pour $x > 0$, car pour tout $x > 0$, $\Gamma(x) > 0$, puisque $t \rightarrow t^{x-1}e^{-t}$ est continue et strictement positive. On admet que l'on peut dériver et

$$\ln(\Gamma)'(x) = \frac{\Gamma'(x)}{\Gamma(x)} \text{ et } \ln(\Gamma)''(x) = \frac{\Gamma(x)\Gamma''(x) - \Gamma'^2(x)}{\Gamma^2(x)}$$

Cette dernière expression est positive, car le dénominateur l'est, tout comme le numérateur par l'inégalité de Cauchy-Schwarz.

4. On dérive (\star). Il vient : $\Gamma'(x+1) = x\Gamma'(x) + \Gamma(x)$ et donc

$$\Gamma'(2) = \Gamma'(1) + \Gamma(1) \implies \frac{\Gamma'(2)}{\Gamma(2)} = \Gamma'(1) + 1$$

Supposons que $\frac{\Gamma'(n)}{\Gamma(n)} = \Gamma'(1) + \sum_{k=1}^n \frac{1}{k}$. On a :

$$\Gamma'(n+1) = n\Gamma'(n) + \Gamma(n) \implies \frac{\Gamma'(n+1)}{\Gamma(n+1)} = \frac{n\Gamma'(n)}{n\Gamma(n)} + \frac{1}{n}$$

ce qui termine la récurrence.

5. a) La formule des accroissements finis appliquée à la fonction $\ln \Gamma$ sur l'intervalle $[n, n+1]$ donne l'existence de $a_n \in [n, n+1]$ tel que

$$\ln n = \frac{\ln \Gamma(n+1) - \ln \Gamma(x)}{(n+1) - n} = \frac{\Gamma'(a_n)}{\Gamma(a_n)}$$

b) La croissance de la fonction $\frac{\Gamma'}{\Gamma}$ (convexité de $\ln \Gamma$) permet d'écrire

$$\frac{\Gamma'(n)}{\Gamma(n)} \leq \frac{\Gamma'(a_n)}{\Gamma(a_n)} = \ln n \leq \frac{\Gamma'(n+1)}{\Gamma(n+1)}$$

et par la question 4. a) :

$$\Gamma'(1) + \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \leq \ln n \leq \Gamma'(1) + \sum_{k=1}^{n+1} \frac{1}{k}$$

Il reste à montrer que $\lim_{n \rightarrow \infty} (\sum_{k=1}^n \frac{1}{k} - \ln n)$ existe (on la note alors sa limite γ).

Pour cela il suffit de remarquer que $\frac{1}{k+1} \int_k^{k+1} \frac{dt}{t} \frac{1}{k}$, ce qui permet de montrer que la suite précédente est monotone et bornée.

Exercice 1.05.

1. Soit f la fonction définie par $f : t \mapsto \frac{\ln t}{1-t}$.

a) Montrer que l'intégrale $\int_0^1 f(t) dt$ converge.

b) Montrer que pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, pour tout $t \in]0, 1[$,

$$f(t) = \sum_{k=0}^n t^k \ln t + \frac{t^{n+1} \ln t}{1-t}$$

c) Montrer que la fonction $g : t \mapsto \frac{t \ln t}{1-t}$ définie sur $]0, 1[$ est prolongeable en une fonction continue sur $[0, 1]$.

d) En déduire une expression de $\int_0^1 \frac{\ln t}{1-t} dt$ sous la forme d'une série de Riemann.

2. Pour tout $x \in]-\infty, 1]$, on pose : $L(x) = -\int_0^x \frac{\ln(1-t)}{t} dt$.
- a) Montrer que la fonction L est bien définie sur $]-\infty, 1]$.
- b) Exprimer $L(1)$ à l'aide d'un résultat précédent.
3. a) Montrer que pour tout $x \in]0, 1[$, $L(x) = -\ln(1-x)\ln(x) + L(1) - L(1-x)$.
- b) Déterminer la valeur de $L\left(\frac{1}{2}\right)$.
4. Montrer que pour tout $x \in]0, 1[$, $L(x) + L(-x) = \frac{1}{2}L(x^2)$.

Solution :

1. a) La fonction f est définie, continue et négative sur $]0, 1[$. Au voisinage de 0, $f(t) \sim \ln t$ et on sait que $\int_0^1 \ln(t) dt$ converge. Au voisinage de 1, $f(t) \sim -1$: f est ainsi prolongeable par continuité en $t = 1$ et l'intégrale est faussement impropre.
- b) Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$ et pour tout $t \in]0, 1[$,

$$\sum_{k=0}^n t^k \ln t + \frac{t^{n+1} \ln t}{1-t} = \ln(t) \left(\sum_{k=0}^n t^k + \frac{t^{n+1}}{1-t} \right) = \ln(t) \left(\frac{1-t^{n+1}}{1-t} + \frac{t^{n+1}}{1-t} \right) = f(t)$$

- c) La fonction g est définie et continue sur $]0, 1[$. Par croissance comparée, $\lim_{t \rightarrow 0} g(t) = 0$ et, au voisinage de 1, $g(t) \sim -1$: donc g est prolongeable par continuité sur $[0, 1]$. On confond par la suite g et son prolongement.
- d) Par linéarité de l'intégrale et convergence de chacune des intégrales,

$$\int_0^1 f(t) dt = \sum_{k=0}^n \int_0^1 t^k \ln t dt + \int_0^1 \frac{t^{n+1} \ln t}{1-t} dt = \sum_{k=0}^n \int_0^1 t^k \ln t dt + \int_0^1 t^n g(t) dt$$

Par intégration par parties (à faire sur $]\varepsilon, 1], \dots$), on trouve $\int_0^1 t^k \ln t dt = \frac{-1}{(k+1)^2}$. De plus, g (ou du moins son prolongement) est continue sur $[0, 1]$ donc bornée (en valeur absolue) par un réel M . D'où,

$$\left| \int_0^1 \frac{t^{n+1} \ln t}{1-t} dt \right| \leq M \int_0^1 t^n dt = \frac{M}{n+1}$$

Finalement, en faisant tendre n vers $+\infty$, on trouve

$$\int_0^1 f(t) dt = \int_0^1 \frac{\ln t}{1-t} dt = \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{-1}{(k+1)^2} = -\sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{k^2} \quad (= -\frac{\pi^2}{6})$$

2. a) Posons $\ell : t \mapsto \frac{\ln(1-t)}{t}$. La fonction ℓ est définie et continue sur $]-\infty, 0[\cup]0, 1[$. Au voisinage de 0, $\ell(t) \sim -1$: ainsi, ℓ est prolongeable par continuité en $t = 0$. Au voisinage de 1, $\ell(t) \sim \ln(1-t)$. Or $\int_{1/2}^{1-\varepsilon} \ln(1-t) dt = \int_{\varepsilon}^{1/2} \ln(u) du$ a une limite finie lorsque ε tend vers 0 (voir ci-dessus).

On conclut que la fonction L est bien définie sur $]-\infty, 1]$.

b) Le changement de variable affine $u = 1 - t$ donne :

$$L(1) = -\int_0^1 \frac{\ln(1-t)}{t} dt = -\int_0^1 \frac{\ln u}{1-u} du = -\int_0^1 f(u) du \quad (= \frac{\pi^2}{6})$$

3. a) Soit $x \in]0, 1[$. Le même changement de variable donne $L(x) = \int_1^{1-x} \frac{\ln u}{1-u} du$. Soit α tel que $0 < 1-x < 1-\alpha < 1$.

Une intégration par parties donne :

$$\int_{1-\alpha}^{1-x} \frac{\ln u}{1-u} du = [-\ln(u) \ln(1-u)]_{1-\alpha}^{1-x} - \int_{1-\alpha}^{1-x} \frac{\ln(1-u)}{u} du$$

On fait alors tendre α vers 0 sachant que $\ln(1-\alpha) \ln(\alpha) \sim -\alpha \ln(\alpha) \rightarrow 0$.

On trouve donc :

$$L(x) = -\ln(1-x) \ln(x) - \int_1^{1-x} \frac{\ln(1-u)}{u} du = -\ln(1-x) \ln(x) + L(1) - L(1-x)$$

c) En prenant $x = 1/2$ dans la formule précédente, on obtient $L(1/2) = \frac{\pi^2}{12} - \frac{1}{2}(\ln 2)^2$.

4. Soit $x \in]0, 1[$. On a

$$\begin{aligned} -L(x) - L(-x) &= \int_0^x \frac{\ln(1-t)}{t} dt + \int_0^{-x} \frac{\ln(1-t)}{t} dt \\ &= \int_0^x \frac{\ln(1-t)}{t} dt + \int_0^x \frac{\ln(1+t)}{t} dt \\ &= \int_0^x \frac{\ln(1-t^2)}{t} dt = \frac{1}{2} \int_0^{x^2} \frac{\ln(1-u)}{u} du = -\frac{L(x^2)}{2} \end{aligned}$$

On a ainsi $L(x) + L(-x) = \frac{L(x^2)}{2}$.

Exercice 1.06.

Soit f une fonction définie sur $[0, 1]$ à valeurs dans \mathbb{R} et de classe C^∞ sur $[0, 1]$.

Pour tout $n \in \mathbb{N}$, on pose : $u_n = \int_0^1 x^n f(x) dx$.

1. Montrer que la suite $(u_n)_{n \geq 0}$ converge, puis déterminer sa limite.
2. On suppose que $f(1) \neq 0$. Trouver un équivalent de u_n lorsque n tend vers l'infini. En déduire la nature de la série de terme général u_n .
3. On suppose que $f(1) = 0$. Déterminer la nature de la série de terme général u_n .
4. Soit h une fonction continue sur $[0, 1]$.

a) En utilisant la continuité de h au point 1, montrer que :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \left[n \int_0^1 x^n (h(x) - h(1)) dx \right] = 0.$$

b) En déduire que la suite $(n \int_0^1 x^n h(x) dx)_{n \in \mathbb{N}}$ est convergente et exprimer sa limite à l'aide de la fonction h .

Solution :

1. La fonction f est continue sur le segment $[0, 1]$, donc bornée et on peut poser $M = \sup_{x \in [0, 1]} |f(x)| \in \mathbb{R}$.

Pour tout entier $n \in \mathbb{N}$, $0 \leq |u_n| = |\int_0^1 x^n f(x) dx| \leq \int_0^1 x^n M dx = \frac{M}{n+1}$.

Par encadrement : $u_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$.

2. Soit $n \in \mathbb{N}$. Une intégration par parties donne

$$u_n = \left[\frac{x^{n+1}}{n+1} f(x) \right]_0^1 - \frac{1}{n+1} \int_0^1 x^{n+1} f'(x) dx = \frac{f(1)}{n+1} - \frac{1}{n+1} \int_0^1 x^{n+1} f'(x) dx$$

Comme f' est continue sur $[0, 1]$, on pose $N = \sup_{x \in [0, 1]} |f'(x)| \in \mathbb{R}$. Ainsi

$$\frac{1}{n+1} \left| \int_0^1 x^{n+1} f'(x) dx \right| \leq \frac{N}{n+1} \int_0^1 x^{n+1} dx = \frac{N}{(n+1)(n+2)}$$

On en déduit que $\frac{1}{n+1} \int_0^1 x^{n+1} f'(x) dx$ est négligeable devant $\frac{f(1)}{n+1}$. Par conséquent $u_n \sim \frac{f(1)}{n}$.

Ainsi, par critère d'équivalence des séries à termes de signe fixe, la série $\sum u_n$ diverge.

3. Si $f(1) = 0$, l'intégration précédente montre que $|u_n|$ est majoré par une expression en $1/n^2$.

Ainsi, par critère de majoration des séries à termes positifs, la série $\sum |u_n|$ converge, il en est donc de même de la série $\sum u_n$.

4. a) Soit $\varepsilon > 0$ un réel fixé.

Par continuité de h au point $x = 1$, $\exists \delta > 0, |1 - x| < \delta \implies |h(x) - h(1)| < \varepsilon$.

Par la relation de Chasles,

$$n \int_0^1 x^n (h(x) - h(1)) dx = n \int_0^{1-\delta} x^n (h(x) - h(1)) dx + n \int_{1-\delta}^1 x^n (h(x) - h(1)) dx$$

On pose : $I_{1,n} = n \int_0^{1-\delta} x^n (h(x) - h(1)) dx$; $I_{2,n} = n \int_{1-\delta}^1 x^n (h(x) - h(1)) dx$.

- D'une part, pour tout entier $n \in \mathbb{N}$, $|I_{2,n}| \leq n\varepsilon \int_{1-\delta}^1 x^n dx \leq n\varepsilon \int_0^1 x^n dx = \frac{n\varepsilon}{n+1} < \varepsilon$.
- D'autre part, en posant $M = \sup_{x \in [0, 1]} |h(x)| \in \mathbb{R}$, on trouve :

$$|I_{1,n}| \leq 2Mn \int_0^{1-\delta} x^n dx = \frac{2Mn}{n+1} (1-\delta)^{n+1},$$

quantité qui tend vers 0 lorsque n tend vers $+\infty$.

Il existe donc un rang n_1 tel que pour tout entier $n \geq n_1$, on a $|I_{1,n}| < \varepsilon$.

Ainsi, il existe un rang n_1 tel que pour tout entier $n \geq n_1$ on a :

$$\left| n \int_0^1 x^n (h(x) - h(1)) dx \right| < |I_{1,n}| + |I_{2,n}| < 2\varepsilon.$$

Ceci signifie que $\lim_{n \rightarrow +\infty} \left[n \int_0^1 x^n (h(x) - h(1)) dx \right] = 0$.

b) On déduit de la question précédente que

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow +\infty} \left[n \int_0^1 x^n h(x) dx \right] &= \lim_{n \rightarrow +\infty} \left[n \int_0^1 x^n h(1) dx \right] \\ &= \lim_{n \rightarrow +\infty} \left(\frac{n}{n+1} \right) h(1) = h(1) \end{aligned}$$

On conclut que $\lambda = h(1)$.

Exercice 1.07.

Soit λ un réel strictement positif. Pour tout $n \in \mathbb{N}$, on pose

$$P_n(\lambda) = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^n \frac{\lambda^k}{k!} \quad \text{et} \quad I_n = \int_0^1 (1-x)^n e^{nx} dx$$

1. a) Montrer que $1 - P_n(\lambda) = \frac{1}{n!} \int_0^\lambda x^n e^{-x} dx$.

b) Déterminer une relation entre $P_n(n)$ et I_n .

2. Pour tout $x \in]0, 1[$, on pose $\psi(x) = -\frac{x + \ln(1-x)}{x^2}$.

Montrer que ψ admet un prolongement de classe C^1 sur $[0, 1[$, prolongement que l'on note encore ψ .

Montrer que ψ réalise une bijection de $[0, 1[$ sur un intervalle à préciser.

3. Pour $\sigma \in]0, 1[$, on pose $\delta = \psi^{-1}\left(\frac{1}{2\sigma^2}\right)$.

a) Montrer que pour tout $x \in]0, 1[$, $((1-x)e^x)^n = e^{-nx^2\psi(x)}$.

b) Montrer que : $\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \int_0^{\delta\sqrt{n}} e^{-x^2/2} dx \leq I_n \leq \sqrt{\frac{\pi}{2n}}$.

c) En déduire un équivalent de I_n lorsque n tend vers l'infini.

d) Montrer que $1 - P_n(n)$ est équivalent à $\frac{n^n}{n!} e^{-n} \sqrt{\frac{\pi}{2n}}$ lorsque n tend vers l'infini.

4. En utilisant le théorème limite central, déterminer un équivalent de $n!$ lorsque n tend vers l'infini.

Solution :

1. a) On prouve la formule par récurrence sur n .

• Pour $n = 0$, la formule donne $1 - P_0(\lambda) = 1 - e^{-\lambda} = \int_0^\lambda e^{-x} dx$

• Hérédité. Une intégration par parties donne :

$$\begin{aligned} \frac{1}{(n+1)!} \int_0^\lambda x^{n+1} e^{-x} dx &= \frac{-\lambda^{n+1} e^{-\lambda}}{(n+1)!} + \frac{1}{n!} \int_0^\lambda x^n e^{-x} dx \\ &= \frac{-\lambda^{n+1} e^{-\lambda}}{(n+1)!} + 1 - P_n(\lambda) = 1 - P_{n+1}(\lambda) \end{aligned}$$

On conclut.

b) Les changements de variable successifs $u = 1 - x$, puis $v = nu$ de classe C^1 donnent

$$I_n = \int_0^1 u^n e^{n(1-u)} du = \frac{e^n}{n^{n+1}} \int_0^n v^n e^{-v} dv$$

Donc : $I_n = \frac{e^n}{n^{n+1}} \times n!(1 - P_n(n))$, d'après la question 1.

2. On prolonge ψ par continuité en 0 en posant $\psi(0) = 1/2$. La fonction ψ est dérivable sur $]0, 1[$ avec

$$\psi'(x) = \frac{1}{x^3} \left(x + 2 \ln(1-x) + \frac{x}{1-x} \right) = \frac{1}{x^3} \times h(x)$$

On a alors $h'(x) = \frac{x^2}{(1-x)^2}$ et comme $h(0) = 0$, h qui est strictement croissante, est strictement positive sur $]0, 1[$. Il en est de même de ψ' et ψ réalise une bijection strictement croissante de $[0, 1[$ sur $[1/2, +\infty[$.

3. a) On commence par remarquer que pour tout $x \in]0, 1[$, $((1-x)e^x)^n = e^{-nx^2\psi(x)}$.

b) Ainsi $I_n = \int_0^1 e^{-nx^2\psi(x)} dx \leq \int_0^1 e^{-nx^2/2} dx = \frac{1}{\sqrt{n}} \int_0^{\sqrt{n}} e^{-u^2/2} du \leq \sqrt{\frac{\pi}{2n}}$

Puis $I_n = \int_0^1 e^{-nx^2\psi(x)} dx \geq \int_0^\delta e^{-nx^2\psi(x)} dx \geq \int_0^\delta e^{-nx^2\psi(\delta)} dx$.

Le changement de variable linéaire $x = \sqrt{2n\psi(\delta)}u$ donne :

$$I_n \geq \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \int_0^{\delta\sqrt{n}} e^{-x^2/2} dx$$

À δ fixé, lorsque n tend vers $+\infty$, il vient $\sigma \int_0^{\delta\sqrt{n}} e^{-x^2/2} dx \rightarrow \sigma \sqrt{\frac{\pi}{2}}$, puis, on fait tendre σ vers 1, ce qui donne $I_n \sim \sqrt{\frac{\pi}{2n}}$.

En regroupant les questions, il vient $1 - P_n(n) \sim \frac{n^n}{n!} e^{-n} \sqrt{\frac{\pi n}{2}}$.

4. On sait que $P_n(n)$ représente la probabilité que la variable aléatoire S_n somme de n variables aléatoires indépendantes de loi de Poisson de paramètre 1. Le théorème limite central nous assure que $\lim_{n \rightarrow +\infty} P_n(n) = \frac{1}{2}$.

Ainsi, on démontre la formule de Stirling, soit :

$$n! \underset{(\infty)}{\sim} \sqrt{2\pi n} \times n^n e^{-n}$$

Exercice 1.08.

Partie A

Soit $(u_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ une suite croissante convergente de limite ℓ . On pose pour tout entier n non nul :

$$v_n = \frac{u_1 + u_2 + \cdots + u_n}{n}$$

1. Prouver que la suite $(v_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ est croissante majorée, donc convergente.
2. Démontrer que pour tout entier n non nul : $v_{2n} \geq \frac{u_n + v_n}{2}$.
3. En déduire que la suite $(v_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ converge vers ℓ .

Partie B

On admet que, si une suite $(a_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ converge vers le réel ℓ , alors on a :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n a_j = \ell \quad (*).$$

On se propose d'étudier la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ définie par la donnée de $u_0 \in [0, 1[$ et par la relation, valable pour tout entier naturel n : $u_{n+1} = \frac{u_n^2 + 1}{2}$.

1. Prouver que la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est convergente et donner sa limite.
2. Pour tout entier naturel n , on pose, $v_n = 1 - u_n$.
 - a) Déterminer $\lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{v_{n+1}} - \frac{1}{v_n} \right)$.
 - b) Etudier la convergence de la suite $(nv_n)_{n \in \mathbb{N}}$.
 - c) En déduire que $u_n = 1 - \frac{2}{n} + o(n)$ lorsque n tend vers l'infini.

Solution :

Partie A

1. Pour tout entier non nul n , on a

$$\begin{aligned} v_{n+1} - v_n &= \frac{1}{n+1} \sum_{k=1}^{n+1} u_k - \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n u_k = \frac{1}{n(n+1)} \left(\sum_{k=1}^{n+1} nu_k + nu_{n+1} - \sum_{k=1}^n (n+1)u_k \right) \\ &= \frac{1}{n(n+1)} \left(- \sum_{k=1}^n u_k + nu_{n+1} \right) = \frac{1}{n(n+1)} \sum_{k=1}^n (u_{n+1} - u_k) \end{aligned}$$

Comme $(u_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ est croissante, $\forall k \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $u_{n+1} \geq u_k$, d'où $v_{n+1} - v_n \geq 0$. La suite $(v_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ est croissante. La suite $(u_n)_n$ est majorée par ℓ . Il en est donc de même de la suite $(v_n)_n$ et cette suite converge de limite ℓ' telle que $\ell' \ell$.

2. Pour tout entier non nul n , on a :

$$2v_{2n} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{2n} u_k = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n u_k + \frac{1}{n} \sum_{k=n+1}^{2n} u_k = v_n + \frac{1}{n} \sum_{k=n+1}^{2n} u_k \quad (1)$$

Comme $(u_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ est croissante, $\forall k \in \llbracket n+1, 2n \rrbracket$, $u_n \leq u_k$ d'où $\sum_{k=n+1}^{2n} u_k \geq nu_n$ et de (1) on tire

$$2v_{2n} \geq v_n + \frac{nu_n}{n} \implies v_{2n} \geq \frac{u_n + v_n}{2}. \quad (2)$$

3. Le passage à la limite dans (2) donne : $\ell' \geq \frac{\ell + \ell'}{2}$, soit $\ell' \ell$, d'où $\ell = \ell'$.

Les suites $(u_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ et $(v_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ convergent vers la même limite ℓ .

Partie B

1. • Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, $u_n \in]0; 1[$ (récurrence immédiate) et $u_{n+1} - u_n = \frac{(u_n - 1)^2}{2} > 0$ donc la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ est strictement croissante majorée par 1, donc convergente vers $\ell \in]0, 1[$.

• $x \mapsto \frac{x^2 + 1}{2}$ est continue sur \mathbb{R} et $f(x) = x \iff x = 1$ et d'autre part $\forall n \in \mathbb{N}^*$, $u_{n+1} = f(u_n)$. On a donc $\ell = 1$.

2. a) Pour tout $n \in \mathbb{N}$, on a :

$$\begin{aligned} \frac{1}{v_{n+1}} - \frac{1}{v_n} &= \frac{v_n - v_{n+1}}{v_{n+1}v_n} = \frac{u_{n+1} - u_n}{(1 - u_{n+1})(1 - u_n)} = \frac{(u_n - 1)^2}{2(1 - \frac{u_n^2 + 1}{2})(1 - u_n)} \\ &= \frac{(u_n - 1)^2}{(1 - u_n^2)(1 - u_n)} = \frac{1}{1 + u_n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \frac{1}{2} \end{aligned}$$

b) On déduit de ce qui précède : $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \left(\frac{1}{v_k} - \frac{1}{v_{k-1}} \right) = \frac{1}{2}$, ce qui donne après réduction :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{n} \left(\frac{1}{v_n} - \frac{1}{v_0} \right) = \frac{1}{2}. \text{ D'où } \lim_{n \rightarrow +\infty} nv_n = 2.$$

c) Ainsi $\lim_{n \rightarrow \infty} n(1 - u_n) = 2$, d'où $u_n = 1 - \frac{2}{n} + o\left(\frac{1}{n}\right)$.

Exercice 1.09.

Dans tout l'exercice, K est la fonction définie sur $[0, +\infty[$ à valeurs dans \mathbb{R} donnée par :

$$K(x) = P(x)e^{-x/2},$$

où P est une fonction polynôme de degré inférieur ou égal à 2.

L'objet de l'exercice est la recherche de fonctions continues f de $[0, +\infty[$ dans \mathbb{R} telles que pour tout réel positif x :

$$f(x) = K(x) + \int_0^{+\infty} K(x+t)f(t) dt \quad (1)$$

1. On considère pour tout entier naturel n l'intégrale $\int_0^{+\infty} t^n e^{-t} dt$.
Démontrer que cette intégrale converge et préciser sa valeur J_n en fonction de n .
2. Dans cette question, on suppose que P est la fonction polynôme constante égale à 1.
- a) Soit f une solution de (1). Montrer qu'il existe un réel C tel que $f = CK$.
- b) On considère réciproquement une fonction $f = CK$, où C est un nombre réel donné.
À quelle condition sur C cette fonction est-elle solution de (1) ? En déduire que (1) n'a pas de solution.
3. Dans cette question, on désigne par λ un nombre réel et l'on suppose que P est la fonction polynôme $P : x \mapsto \lambda + x$.

a) Soit E l'espace vectoriel engendré par les 2 applications de $[0, +\infty[$ dans \mathbb{R} :

$$\Phi_0 : x \mapsto e^{-x/2}; \quad \Phi_1 : x \mapsto x e^{-x/2}$$

i) Montrer que (Φ_0, Φ_1) est une base de E .

ii) Soit Φ un élément de E et Ψ la fonction définie pour $x \geq 0$ par :

$$\Psi(x) = \int_0^{+\infty} K(x+t)\Phi(t) dt$$

Prouver que Ψ est ainsi bien définie et montrer que Ψ est un élément de E .

iii) Montrer que l'application $u : \Phi \in E \mapsto u(\Phi) = \Psi \in E$ est un endomorphisme de E . Déterminer la matrice M de u dans la base (Φ_0, Φ_1) . L'endomorphisme u est-il un automorphisme de E ?

b) Soit f une solution de (1). Montrer qu'elle appartient à E .

c) On considère réciproquement une fonction $f = \alpha_0 \Phi_0 + \alpha_1 \Phi_1$ de E , où α_0 et α_1 sont des nombres réels.

Donner une condition nécessaire et suffisante sur (α_0, α_1) pour que cette fonction f soit solution de (1). À quelle condition (1) admet-elle une seule solution ?

Solution :

1. On reconnaît dans l'intégrale demandée $\Gamma(n+1) = n!$.

2. a) Soit f une solution de (1). La convergence de $\int_0^{+\infty} e^{-t/2} f(t) dt$ est acquise et un calcul immédiat donne pour tout $x \geq 0$ $f(x) = e^{-x/2} (1 + \int_0^{+\infty} f(t) e^{-t/2} dt) = CK$, avec $C = 1 + \int_0^{+\infty} f(t) e^{-t/2} dt$.

b) Réciproquement, soit $C \in \mathbb{R}$ et $f = CK$; la fonction f est solution de (1) si et seulement si pour tout $x \geq 0$: $Ce^{-x/2} = e^{-x/2} + \int_0^{+\infty} e^{-(x+t)/2} Ce^{-t/2} dt$.

Soit après simplification : $C = 1 + C \int_0^{+\infty} e^{-t} dt = 1 + C$. Il n'y a donc pas de solution.

3. a) i) Les deux fonctions Φ_0 et Φ_1 ne peuvent être liées vu leur allure au voisinage de $+\infty$ par exemple. Ainsi (Φ_0, Φ_1) est une famille libre de E et génératrice de E par définition : c'est une base de E .

ii) Posons, pour tout réel x positif

$$\Psi_0(x) = \int_0^{+\infty} K(x+t)\Phi_0(t)dt \text{ et } \Psi_1(x) = \int_0^{+\infty} K(x+t)\Phi_1(t)dt$$

Un calcul élémentaire donne :

$$\Psi_0(x) = \int_0^{+\infty} (\lambda + x + t)e^{-\frac{x+t}{2}} e^{-\frac{t}{2}} dt = (\lambda + 1)\Phi_0(x) + \Phi_1(x).$$

De même : $\Psi_1(x) = (\lambda + 2)\Phi_0(x) + \Phi_1(x)$.

Enfin, pour toute fonction Φ un élément de E , il existe un couple unique (α_0, α_1) tel que $\Phi = \alpha_0\Phi_0 + \alpha_1\Phi_1$. Par linéarité de l'intégration, $\Psi(x) = \int_0^{+\infty} K(x+t)\Phi(t)dt$ est convergente pour tout réel positif x et $\Psi = \alpha_0\Psi_0 + \alpha_1\Psi_1 \in E$.

iii) D'après ce qui précède l'application $u : \Phi \in E \mapsto u(\Phi) = \Psi \in E$ est un endomorphisme de E , dont la matrice dans la base (Φ_0, Φ_1) est : $M = \begin{pmatrix} \lambda + 1 & \lambda + 2 \\ 1 & 1 \end{pmatrix}$.

Ainsi u est un automorphisme car M est clairement inversible.

b) Soit f une solution de (1), l'intégrale $\int_0^{+\infty} (\lambda a + x + t)e^{-\frac{x+t}{2}} f(t)dt$ est donc convergente pour tout x positif et on a $f(x) = (\lambda + x)e^{-\frac{x}{2}} + \int_0^{+\infty} (\lambda + x + t)e^{-\frac{x+t}{2}} f(t)dt$.

D'où $f(x) = e^{-\frac{x}{2}} \left(\lambda + \int_0^{+\infty} (\lambda + t)e^{-\frac{t}{2}} f(t)dt + x \left[1 + \int_0^{+\infty} e^{-\frac{t}{2}} f(t)dt \right] \right)$.

Que l'on écrit : $f(x) = \alpha e^{-\frac{x}{2}} + \beta x e^{-\frac{x}{2}} = \alpha\Phi_0(x) + \beta a\Phi_1(x)$, avec α et β bien choisis, donc $f \in E$.

c) Soit $f = \alpha_0\Phi_0 + \alpha_1\Phi_1$ un élément de E . f est une solution de (1) si et seulement si :

$$f(x) = (\lambda + x)e^{-\frac{x}{2}} + \alpha_0\Psi_0(x) + \alpha_1\Psi_1(x) \quad (*)$$

$$(*) \iff \alpha_0\Phi_0 + \alpha_1\Phi_1 = \lambda\Phi_0 + \Phi_1 + \alpha_0((\lambda + 1)\Phi_0 + \Phi_1) + \alpha_1((\lambda + 2)\Phi_0 + \Phi_1)$$

Comme (Φ_0, Φ_1) est une base de E , on déduit par identification des coefficients que f est une solution de (1) si et seulement si : $\begin{cases} ((\lambda + 1) - 1)\alpha_0 + (\lambda + 2)\alpha_1 = -\lambda \\ \alpha_0 + \alpha_1 = -1 \end{cases}$

f est définie de façon unique si et seulement si ce système admet une solution unique, c'est-à-dire si la matrice $\begin{pmatrix} \lambda & \lambda + 2 \\ 1 & 0 \end{pmatrix}$ est inversible.

On conclut que (1) admet une seule solution si et seulement si $\lambda \neq -2$.

Exercice 1.10.

Dans tout l'exercice, a est un réel fixé supérieur ou égal à 1. On note, sous réserve d'existence :

$$\forall n \in \mathbb{N}, I_n = \int_0^{+\infty} e^{-at} t^n dt \text{ et } I = \int_0^{+\infty} e^{-at} \frac{\sin t}{t} dt$$

1. a) Prouver que pour tout entier n , l'intégrale définissant I_n converge.

b) Établir, pour tout $n \geq 1$, une relation de récurrence entre I_n et I_{n-1} . En déduire I_n en fonction de n et de a .

2. Démontrer que l'intégrale définissant I est absolument convergente.

3. a) Soit x un réel positif. Montrer que pour tout entier naturel n

$$\left| \sin x - \left(x - \frac{x^3}{6} + \dots + (-1)^n \frac{x^{2n+1}}{(2n+1)!} \right) \right| \leq \frac{x^{2n+2}}{(2n+2)!}$$

b) En déduire qu'il existe un réel K_n dépendant de n tel que :

$$\left| I - \sum_{k=0}^n (-1)^k \frac{I_{2k}}{(2k+1)!} \right| \leq K_n I_{2n+1}$$

c) En déduire que la série $\sum_{k \geq 0} (-1)^k \frac{1}{(2k+1)a^{2k+1}}$ est convergente de somme I .

4. a) Prouver que pour tout entier $n \in \mathbb{N}^*$ et tout réel $t \in [0, 1]$:

$$\sum_{k=0}^n (-1)^k t^{2k} - \frac{1}{1+t^2} = (-1)^n \frac{t^{2n+2}}{1+t^2}$$

b) En déduire que : $\forall n \in \mathbb{N}^*, \forall x \in [0, 1], \left| \sum_{k=0}^n (-1)^k \frac{x^{2k+1}}{2k+1} - \arctan(x) \right| \leq \frac{1}{2n+3}$.

c) En déduire une expression de I en fonction de a .

Solution :

1. a) Pour tout entier naturel n , la fonction $t \mapsto e^{-at} t^n$ est continue sur \mathbb{R}^+ , négligeable au voisinage de $+\infty$ devant t^{-1525} , on en déduit que $\int_0^{+\infty} e^{-at} t^n dt$ converge.

b) En intégrant par parties, d'abord sur un segment, puis en passant à la limite, on obtient $I_n = \frac{n}{a} I_{n-1}$.

Par récurrence, il vient pour tout entier naturel n , $I_n = \frac{n!}{a^{n+1}}$.

2. a) On a $\lim_{t \rightarrow 0} \frac{\sin t}{t} = 1$, ce qui règle le problème en 0 et $e^{-at} \frac{|\sin t|}{t}$ est négligeable devant t^{-1515} au voisinage de $+\infty$, ce qui prouve la convergence absolue de l'intégrale définissant I .

3. a) Le résultat demandé est banal par toute formule de Taylor.

b) Donc pour tout $t \in \mathbb{R}^{+*}$ et tout $n \in \mathbb{N}$: $\left| \frac{\sin t}{t} - \sum_{k=0}^n \frac{(-1)^k}{(2k+1)!} t^{2k} \right| \leq \frac{t^{2n+1}}{(2n+2)!}$.

En multipliant par $e^{-at} > 0$ et en intégrant (toutes les intégrales convergent) :

$|I - \sum_{k=0}^n (-1)^k \frac{I_{2k}}{(2k+1)!}| \leq \frac{1}{(2n+2)!} I_{2n+1}$ et on peut prendre $K_n = \frac{1}{(2n+2)!}$.

c) On a : $\frac{1}{(2n+2)!} I_{2n+1} = \frac{1}{(2n+2)a^{2n+2}} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$.

En passant à la limite dans l'expression précédente, il vient :

$$I = \sum_{k=0}^{\infty} (-1)^k \frac{I_{2k}}{(2k+1)!} = \sum_{k=0}^{\infty} (-1)^k \frac{1}{(2k+1)a^{2k+1}}$$

4. a) Il s'agit simplement de l'identité géométrique.

b) En intégrant sur le segment $[0, x]$:

$$\sum_{k=0}^n \frac{(-1)^k x^{2k+1}}{2k+1} - \arctan(x) = (-1)^n \int_0^x \frac{t^{2n+2}}{1+t^2} dt$$

$$\text{Or : } 0 \leq \int_0^x \frac{t^{2n+2}}{1+t^2} dt \leq \int_0^x t^{2n+2} dt \leq \int_0^1 t^{2n+2} dt = \frac{1}{2n+3}.$$

D'où le résultat demandé.

c) Par passage à la limite (légitime) : pour tout $x \in [0, 1]$: $\arctan x = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(-1)^k x^{2k+1}}{2k+1}$

$$\text{Donc } I = \sum_{k=0}^{\infty} (-1)^k \frac{(1/a)^{2k+1}}{(2k+1)} = \arctan\left(\frac{1}{a}\right).$$

On peut aussi écrire : $I = \frac{\pi}{2} - \arctan(a)$.

Exercice 1.11.

1. Soit $(a_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite réelle convergeant vers $a \in \mathbb{R}$.

a) Justifier que la série $\sum_{n \geq 0} \frac{a_n}{n!} x^n$ converge pour tout réel x . On note alors sa somme $\varphi(x)$.

b) Montrer que : $\lim_{x \rightarrow +\infty} [e^{-x} \varphi(x) - a] = 0$.

(On pourra écrire e^x sous la forme d'une série et « couper la somme en deux ».)

2. Soit $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite réelle telle que la série $\sum_{n \geq 0} u_n$ converge. On note :

$$\forall n \in \mathbb{N}, U_n = \sum_{k=0}^n u_k, \text{ et } U = \sum_{k=0}^{+\infty} u_k$$

a) Justifier que les séries $\sum_{n \geq 0} \frac{u_n}{n!} x^n$ et $\sum_{n \geq 0} \frac{U_n}{n!} x^n$ convergent pour tout x réel. On note leurs sommes respectives :

$$f(x) = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{u_n}{n!} x^n \text{ et } g(x) = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{U_n}{n!} x^n.$$

On admet que f et g sont dérivables et qu'on peut dériver terme à terme les séries ci-dessus pour tout x réel.

b) Montrer que : $\forall x \in \mathbb{R}, g'(x) = f'(x) + g(x)$.

c) En déduire que $\forall x \in \mathbb{R}, \int_0^x f(t) e^{-t} dt = e^{-x} [g(x) - f(x)]$.

d) En déduire la valeur de $\int_0^{+\infty} f(t) e^{-t} dt$.

3. Dans cette question, on prend : $\forall n \in \mathbb{N}, u_n = (-1)^n$.

Calculer $f(x)$ et $g(x)$ et déterminer $\lim_{x \rightarrow +\infty} e^{-x} [g(x) - f(x)]$.

Que dire de $\int_0^{+\infty} f(t) e^{-t} dt$?

Solution :

1. a) On écrit $\frac{a_n}{n!} x^n = O\left(\frac{|x|^n}{n!}\right)$ qui est le terme général d'une série exponentielle convergente.

b) On a $\forall \varepsilon > 0, \exists N \in \mathbb{N}, \forall n \geq N, |a_n - a| < \varepsilon$
d'où, pour $x > 0$,

$$|e^{-x} \varphi(x) - a| \leq e^{-x} \sum_{k=0}^N |a_k - a| \frac{x^k}{k!} + e^{-x} \varepsilon \sum_{k=N+1}^{+\infty} \frac{x^k}{k!} \leq e^{-x} \sum_{k=0}^N |a_k - a| \frac{x^k}{k!} + \varepsilon$$

$$\leq 2\varepsilon$$

pour tout x assez grand par croissances comparées.

2. a) On utilise la question 1.a, puisque $u_n \rightarrow 0$ et $U_n \rightarrow U$.

b) Par dérivation terme à terme et séparation en deux séries convergentes on a, pour tout x ,

$$g'(x) = \sum_{n=1}^{+\infty} [u_n + U_{n-1}] \frac{n x^{n-1}}{n!} = f'(x) + g(x)$$

c) Immédiat par dérivation et égalité en $t = 0$ car $g(0) = U_0 = u_0 = f(0)$.

On peut également multiplier par e^{-x} , puis utiliser une intégration.

d) D'après la question 1. b

$$\int_0^{+\infty} [f(t) e^{-t}] dt = \lim_{x \rightarrow +\infty} [e^{-x} [g(x) - f(x)]] = \lim_{n \rightarrow +\infty} U_n - \lim_{n \rightarrow +\infty} u_n = U$$

3. On remarque que les résultats précédents ne s'appliquent pas car la série $\sum u_n$ diverge.

Cependant,

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad f(x) = e^{-x} \text{ et } g(x) = \sum_{p=0}^{+\infty} U_{2p} \frac{x^{2p}}{(2p)!} = \sum_{p=0}^{+\infty} \frac{x^{2p}}{(2p)!} = \frac{e^x + e^{-x}}{2}$$

(partie paire de la fonction exponentielle), puis

$$e^{-x} [g(x) - f(x)] = \frac{1 - e^{-2x}}{2} \rightarrow \frac{1}{2}$$

et

$$\int_0^{+\infty} [f(t) e^{-t}] dt = \int_0^{+\infty} e^{-2t} dt = \frac{1}{2}$$

Exercice 1.12.

Soit α un réel strictement positif. Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, on note u_n la fonction définie sur \mathbb{R} par :

$$u_n(x) = \frac{x}{n^\alpha(1+nx^2)}$$

0. Justifier la convergence de la série de terme général $\frac{1}{n^{\alpha+1}}$. On notera $f(\alpha) = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k^{\alpha+1}}$

1. Montrer que pour tout réel x , la série de terme général $u_n(x)$ est convergente. On note alors :

$$S(x) = \sum_{k=1}^{\infty} u_k(x)$$

2. a) Montrer que la fonction S est impaire.

b) Pour n entier supérieur ou égal à 1, étudier les variations de u_n sur \mathbb{R} .

c) En déduire les variations de S sur $[1, +\infty[$ puis sur $]-\infty, -1]$

3. a) Montrer que pour $x \geq 1$, et $n \geq 1$:

$$\frac{x}{(1+x)^2} f(\alpha) \leq S(x) \leq \frac{1}{x} f(\alpha)$$

(On pourra utiliser l'encadrement : $nx^2 < 1 + nx^2 < n(1+x)^2$.)

b) En déduire un équivalent de $S(x)$ et sa limite en $+\infty$.

4. On suppose $\alpha \leq \frac{1}{2}$.

a) En minorant pour $x \geq 0$, après justification, la somme $S(x)$ par $\sum_{k=n+1}^{2n} u_k(x)$, montrer que :

$$S\left(\frac{1}{\sqrt{2n}}\right) \geq \frac{n^{\frac{1}{2}-\alpha}}{2^{\alpha+\frac{3}{2}}}$$

b) En déduire que S n'est pas continue en 0.

c) Déterminer la limite de S en 0.

Solution :

0. Si $x \neq 0$, $u_n(x) \sim \frac{1}{n^{\alpha+1}x}$ et il suffit d'appliquer le critère de Riemann, puisque $\alpha + 1 > 1$. Si $x = 0$, le résultat demandé est banal.

1. Pour $x = 0$, le terme général $u_n(0) = 0$ et la série converge vers 0. Pour $x > 0$, $u_n(x) \sim \frac{1}{x} \frac{1}{n^{\alpha+1}}$

Ce dernier est le terme général d'une série de Riemann convergente, car $\alpha + 1 > 1$. Par critère de comparaison des séries à termes positifs, la série de terme général $u_n(x)$ est convergente pour $x > 0$.

On remarque que les fonctions u_n sont impaires, il suffit de tout multiplier par -1 et ainsi on a aussi la convergence pour $x < 0$.

On a établi ainsi la convergence pour tout x réel de la série de terme général

$$u_n(x) = \frac{x}{n^\alpha(1+nx^2)} \text{ pour } n > 0$$

2. a) Les fonctions u_n étant impaires, les sommes partielles le sont aussi et en passant à la limite, S est aussi impaire.

b) La fonction u_n est de type fraction rationnelle à dénominateur strictement positif pour $x \in \mathbb{R}$.

Cette fonction est donc dérivable sur \mathbb{R} et :

$$u'_n(x) = \frac{1}{n^\alpha} \frac{(1+nx^2) - x(2nx)}{(1+nx^2)^2} = \frac{(1-nx^2)}{n^\alpha(1+nx^2)^2}$$

Ainsi, u_n est strictement croissante sur $[-\frac{1}{\sqrt{n}}, \frac{1}{\sqrt{n}}]$, et strictement décroissante sur $]-\infty, -\frac{1}{\sqrt{n}}]$ et $[\frac{1}{\sqrt{n}}, +\infty[$, car

$$u'_n(x) > 0 \iff -\frac{1}{\sqrt{n}} < x < \frac{1}{\sqrt{n}} \text{ et } u'_n(x) < 0 \iff x > \frac{1}{\sqrt{n}} \text{ ou } x < -\frac{1}{\sqrt{n}}$$

c) Comme $[-\frac{1}{\sqrt{n}}, \frac{1}{\sqrt{n}}] \subset [-1, 1]$, u_n est strictement décroissante sur $]-\infty, -1] \cup [1, +\infty[$. Par somme finie, les S_n sont aussi décroissantes sur $]-\infty, -1] \cup [1, +\infty[$.

d) Les sommes partielles S_n sont strictement décroissantes sur $[1, +\infty[$. En passant à la limite, lorsque n tend vers l'infini, il vient :

$\forall x, y, 1 \leq x \leq y \implies S(x) \leq S(y)$. La fonction S est aussi décroissante sur $[1, +\infty[$. Par symétrie, S étant impaire, elle est aussi décroissante sur $]-\infty, -1]$.

3. a) Pour $x \geq 1$, et $n \geq 1$, en utilisant la majoration $1+nx^2 \leq n(1+x)^2$ équivalente à $1+nx^2 \leq n+2nx+nx^2$ ou encore à $1 \leq n+2nx$ qui est vraie,

on obtient finalement :

$$\forall n > 0, \forall x \geq 1, \frac{x}{(1+x)^2} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{n^{\alpha+1}} \leq S(x) \leq \frac{x}{x^2} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{n^{\alpha+1}}$$

$$\frac{x}{(1+x)^2} f(\alpha+1) \leq S(x) \leq \frac{1}{x} f(\alpha+1)$$

b) Ainsi, $\frac{x^2}{(1+x)^2} \leq \frac{S(x)}{\frac{1}{x} f(\alpha+1)} \leq 1$. Comme $\frac{x^2}{(1+x)^2}$ tend vers 1 lorsque x tend vers $+\infty$,

on a par le théorème d'encadrement que $S(x) \underset{x \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{x} f(\alpha+1) = \frac{1}{x} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{k^{\alpha+1}}$

Et la limite de $S(x)$ lorsque x tend vers $+\infty$ est 0.

c) Par imparité, on obtient le même résultat en $-\infty$

4. a) Pour $x \geq 0$, la série étant à termes positifs, et $\alpha > 0$, on minore sa somme par la somme des termes d'indices compris entre $n+1$ et $2n$, et le terme général dans cette somme par $\frac{x}{(2n)^\alpha(1+2nx^2)}$. On obtient :

$$S\left(\frac{1}{\sqrt{2n}}\right) \geq \sum_{k=n+1}^{2n} \frac{\frac{1}{\sqrt{2n}}}{(2n)^\alpha (1 + 2n\frac{1}{2n})} \geq \frac{n}{2^{\alpha+\frac{3}{2}} \times n^{\alpha+\frac{1}{2}}} = \frac{n^{\frac{1}{2}-\alpha}}{2^{\alpha+\frac{3}{2}}}$$

b) Le minorant obtenu tend vers $+\infty$ lorsque n tend vers $+\infty$. Si S était continue en 0^+ , la limite de la suite $S(\frac{1}{\sqrt{2n}})$ devrait être $S(0) = 0$, or par minoration cette limite est $+\infty$ Donc on a bien prouvé que S n'est pas continue en 0^+ .

c) D'après la question précédente, la seule limite possible pour $S(x)$ en 0^+ est $+\infty$.

Par imparité, on obtient comme seule limite possible pour $S(x)$ en 0^- la limite $-\infty$.

Exercice 1.13.

On pose, pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, pour tout x réel :

$$g_n(x) = x(1+x)\left(1+\frac{x}{2}\right) \dots \left(1+\frac{x}{n}\right)n^{-x}$$

et

$$\forall n \geq 2, \forall x \in \mathbb{R} \setminus \{0, -1, \dots, -(n-1)\}, f_n(x) = \frac{g_n(x)}{g_{n-1}(x)}$$

1. Soit $x \in E = \mathbb{R} \setminus \mathbb{Z}_-$.

a) Montrer que la série de terme général $v_n(x) = x \ln\left(1 - \frac{1}{n}\right) + \ln\left(1 + \frac{x}{n}\right)$ est convergente.

On note $L(x) = \sum_{n=2}^{\infty} v_n(x)$.

b) En déduire que la suite $(\ln(p_N(x)))_N$ définie par $p_N(x) = \prod_{n=2}^N f_n(x)$ converge et préciser sa limite en fonction de $L(x)$.

c) Déterminer la limite de la suite $N \mapsto w_N(x) = \prod_{n=2}^N \frac{g_n(x)}{g_{n-1}(x)}$, en fonction de $L(x)$.

d) En déduire que $\forall x \in E, \lim_{n \rightarrow \infty} g_n(x) = g_1(x)e^{L(x)}$.

Dans la suite, nous noterons pour tout x de E : $g(x) = g_1(x)e^{L(x)}$.

2. Montrer que $\forall x \in E, g(x) = xg(x+1)$.

On pose $\forall x \in E, \Gamma(x) = \frac{1}{g(x)}$.

3. Justifier que la fonction Γ est bien définie sur E .

4. a) Montrer que : $\forall x \in E, \Gamma(x+1) = x\Gamma(x)$.

b) En déduire que $\forall n \in \mathbb{N}^*, \Gamma(n) = (n-1)!$.

Solution :

1. a) La série de terme général $v_n(x) = x \ln\left(1 - \frac{1}{n}\right) + \ln\left(1 + \frac{x}{n}\right)$ est convergente. En effet, un développement limité à l'ordre 2 donne :

$$v_n(x) = x\left(\frac{-1}{n} - \frac{1}{2n^2} + o\left(\frac{1}{n^2}\right)\right) + \frac{x}{n} - \frac{x^2}{2n^2} + o\left(\frac{x^2}{n^2}\right) \sim -\frac{x^2 + x}{2n^2}$$

(car $x(x+1)$ est non nul par hypothèse). On conclut grâce au critère de comparaison avec une série de Riemann,

On a bien la convergence simple (à x fixé dans E) de la série de terme général $v_n(x)$ sur E .

On note $L(x)$ la somme de cette série : $L(x) = \sum_{n=2}^{+\infty} v_n(x)$

b) On a :

$$\ln(p_N(x)) = \sum_{n=2}^N \ln(f_n(x)) = \sum_{n=2}^N \left(x \ln\left(1 - \frac{1}{n}\right) + \ln\left(1 + \frac{x}{n}\right) \right) = \sum_{n=2}^N v_n(x).$$

En effet, On a :

$$\begin{aligned} \forall n \in \mathbb{N}^*, \forall x \in \mathbb{R}, g_n(x) &= x(1+x)\left(1 + \frac{x}{2}\right) \dots \left(1 + \frac{x}{n}\right) n^{-x} \\ &= \frac{x(x+1) \dots (x+n)}{n!} n^{-x} \end{aligned}$$

$$\forall n \in \mathbb{N}, n \geq 2, \forall x \in \mathbb{R} \setminus \{0, -1, \dots, -(n-1)\}, f_n(x) = \frac{g_n(x)}{g_{n-1}(x)} = \left(1 + \frac{x}{n}\right) \left(1 - \frac{1}{n}\right)^x$$

c) Par continuité de l'exponentielle, on a donc :

$$\forall x \in E, \lim_{N \rightarrow +\infty} \ln\left(\prod_{n=2}^N f_n(x)\right) = L(x), \text{ d'où :}$$

$$\lim_{N \rightarrow +\infty} w_N = \lim_{N \rightarrow +\infty} \prod_{n=2}^N \frac{g_n(x)}{g_{n-1}(x)} = e^{L(x)}$$

d) On en déduit que $\forall x \in E, g_n(x) = g_1(x) f_2(x) \dots f_n(x) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} g_1(x) e^{L(x)}$.

Dans la suite, nous noterons pour x dans E , $g(x) = g_1(x) e^{L(x)}$

2. On remarque que pour x non entier négatif :

$$\begin{aligned} \frac{g(x)}{g(x+1)} &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{g_n(x)}{g_n(x+1)} = \frac{x(x+1) \dots (x+n)}{(x+1)(x+2) \dots (x+n+1)} \frac{n^{-x}}{n^{-x-1}} \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{nx}{n+x+1} = x \end{aligned}$$

Ainsi, on a montré que $\forall x \in E, g(x) = xg(x+1)$, $\forall x \in -\mathbb{N}$, $g(x) = 0$.

En effet, dans le cas où $x = -p$ avec $p \in \mathbb{N}$, on a pour tout $n \geq p$, $g_n(x) = 0$

3. La fonction Γ est bien définie sur E , car $g(x) = x(x+1)e^{L(x)}$ sur E et n'est pas nulle sur E , tandis que g s'annule sur les opposés des entiers, d'après ce qu'on vient de voir :

$$\forall x \in E, \Gamma(x) = \frac{1}{g(x)}$$

4. a) On a $\forall x \in E, \Gamma(x+1) = \frac{1}{g(x+1)} = \frac{x}{g(x)} = x\Gamma(x)$. Soit :

$$\forall x \in E, \Gamma(x+1) = x\Gamma(x).$$

$$b) \Gamma(1) = \frac{1}{g(1)} = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{g_n(1)} = 1$$

$$\text{En effet, } g_n(1) = \frac{(n+1)!}{n!} n^{-1} = \frac{n+1}{n} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 1.$$

Par récurrence, on en déduit :

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, \Gamma(n) = (n-1)!$$

Exercice 1.14.

Pour toute suite réelle $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$, on note $(\Delta u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ et $(\Delta^2 u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ les suites définies par :

$$\forall n \in \mathbb{N}, \Delta u_n = u_n - u_{n+1}, \Delta^2 u_n = u_{n+2} - 2u_{n+1} + u_n.$$

On dit que $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est *convexe* si, pour tout $n \in \mathbb{N}$, $\Delta^2 u_n \geq 0$.

1. a) Exprimer, pour tout $n \in \mathbb{N}$, $\Delta^2 u_n$ en fonction de Δu_n et de Δu_{n+1} .

b) En déduire une condition nécessaire et suffisante sur la suite réelle $(\Delta u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ pour que la suite réelle $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ soit convexe.

On suppose pour toute la suite de l'exercice que la suite réelle $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est convexe et bornée.

2. a) Démontrer que la suite réelle $(\Delta u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est convergente. Déterminer sa limite (on pourra raisonner par l'absurde).

b) Démontrer que la suite réelle $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est convergente. On notera ℓ sa limite, que l'on ne cherchera pas à déterminer.

c) Soit n et p deux entiers naturels tels que $n \geq 2p$. Démontrer que l'on a : $0 \leq n\Delta u_n \leq 2(u_p - u_n)$.

En déduire les limites des suites $(n\Delta u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ et $(n\Delta u_{n+1})_{n \in \mathbb{N}}$.

d) Établir que, pour tout $n \in \mathbb{N}$, $\sum_{k=0}^n k\Delta^2 u_k = \sum_{k=1}^n \Delta u_k - n\Delta u_{n+1}$.

e) En déduire que $\sum_{k=1}^{\infty} k\Delta^2 u_k = \sum_{k=1}^{\infty} \Delta u_k$.

Solution :

1. a) D'après la définition de $\Delta^2 u_n$ et de Δu_n , on a, pour tout $n \in \mathbb{N}$,

$$\begin{aligned} \Delta^2 u_n &= u_{n+2} - 2u_{n+1} + u_n = (u_{n+2} - u_{n+1}) - (u_{n+1} - u_n) \\ &= \Delta u_n - \Delta u_{n+1} \end{aligned}$$

Donc, pour tout $n \in \mathbb{N}$, $\Delta^2 u_n = \Delta u_n - \Delta u_{n+1}$.

b) La suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est convexe si et seulement si $\Delta^2 u_n \geq 0$, par définition. Or on a vu, en a., que $\Delta^2 u_n = \Delta u_n - \Delta u_{n+1}$. Ainsi, la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est convexe si et seulement si la suite $(\Delta u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est décroissante.

2. Dans tout le reste de l'exercice, la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est supposée convexe et bornée.

a) On sait que $(\Delta u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est décroissante car $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est convexe. Comme $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est bornée, il existe $M \in \mathbb{R}_+$ tel que, pour tout $n \in \mathbb{N}$, $|u_n| \leq M$. Ainsi, pour tout $n \in \mathbb{N}$, par inégalité triangulaire,

$$|\Delta u_n| \leq |u_n - u_{n+1}| \leq |u_n| + |u_{n+1}| \leq 2M.$$

La suite $(\Delta u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est donc bornée et monotone. On a ainsi, montré que $(\Delta u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge. On note ℓ sa limite.

Montrons par l'absurde que $\ell = 0$. On suppose tout d'abord que $\ell > 0$. Il existe alors N_0 tel que $\Delta u_n \geq \frac{\ell}{2}$ pour tout $n \geq N_0$.

$$\text{Ainsi, pour tout } n \geq N_0, u_{N_0} - u_{n+1} = \sum_{k=N_0}^n \Delta u_k \geq \frac{\ell(n - N_0 + 1)}{2}.$$

Ainsi, $\lim_{n \rightarrow \infty} u_n = -\infty$, ce qui est absurde puisque $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est bornée. On aboutirait de même à $\lim_{n \rightarrow \infty} u_n = +\infty$, en supposant $\ell < 0$. Donc on a montré par l'absurde que la limite de $(\Delta u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est nulle.

b) Comme la suite $(\Delta u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ décroît vers 0, elle est positive. Ainsi, $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est décroissante et bornée. Donc la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge.

c) Soient n et p deux entiers naturels tels que $n \geq 2p$. En utilisant la décroissance de $(\Delta u_n)_{n \in \mathbb{N}}$, on obtient,

$$u_p - u_n = \sum_{k=p}^{n-1} (u_k - u_{k+1}) = \sum_{k=p}^{n-1} \Delta u_k \geq (n-p)\Delta u_n$$

Comme $n-p \geq \frac{n}{2}$, on en déduit que $0 \leq n\Delta u_n \leq 2(u_p - u_n)$.

En particulier, pour $p = \lfloor n/2 \rfloor$, $0 \leq n\Delta u_n \leq 2(u_{\lfloor n/2 \rfloor} - u_n)$.

Comme $\lim_{n \rightarrow \infty} \lfloor n/2 \rfloor = \infty$, on en déduit que $(u_{\lfloor n/2 \rfloor})_{n \in \mathbb{N}}$ est de même limite que $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ par composition des limites. Ainsi, par encadrement $\lim_{n \rightarrow \infty} n\Delta u_n = 0$.

Comme $n\Delta u_{n+1} = (n+1)\Delta u_{n+1} - \Delta u_{n+1}$, on obtient $\lim_{n \rightarrow \infty} n\Delta u_{n+1} = 0$.

d) Soit $n \in \mathbb{N}$. On a

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^n k\Delta^2 u_k &= \sum_{k=1}^n k(\Delta u_k - \Delta u_{k+1}) = \sum_{k=1}^n k\Delta u_k - \sum_{k=1}^n k\Delta u_{k+1} \\ &= \sum_{k=1}^n k\Delta u_k - \sum_{k=2}^{n+1} (k-1)\Delta u_k = \Delta_1 + \sum_{k=2}^n \Delta u_k - n\Delta u_{n+1} \\ &= \sum_{k=1}^n \Delta u_k - n\Delta u_{n+1} \end{aligned}$$

e) De la relation : pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, $\sum_{k=1}^n \Delta u_k = u_1 - u_{n+1}$, et de la convergence de la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$, on en déduit que les deux sommes infinies de l'énoncé existent et sont égales :

$$\sum_{k=1}^{\infty} k\Delta^2 u_k = \sum_{k=1}^{\infty} \Delta u_k.$$

Exercice 1.15.

Soit λ un réel fixé *strictement négatif*.

On note E l'ensemble des fonctions de classe C^2 de \mathbb{R} dans \mathbb{R} vérifiant l'équation $f'' + \lambda f = 0$.

On note φ l'application de E dans \mathbb{R}^2 qui à toute fonction $f \in E$ associe $(f(0), f'(0))$.

1. Montrer que E est un \mathbb{R} -espace vectoriel. Montrer que l'application φ est linéaire.

2. On note f_λ et g_λ les deux applications définies sur \mathbb{R} par :

$$f_\lambda(x) = e^{x\sqrt{-\lambda}}, g_\lambda(x) = e^{-x\sqrt{-\lambda}}$$

a) Montrer que (f_λ, g_λ) est une famille libre de E .

b) Soit f un élément de E non nul et non multiple de f_λ . Soit

$$h : x \rightarrow f'(x)f_\lambda(x) - f(x)f'_\lambda(x)$$

Montrer que h est constante. En déduire que φ est injective, puis donner la dimension de E .

3. On se propose dans cette question de déterminer toutes les fonctions f continues sur \mathbb{R} telles que pour tout x réel :

$$1 + f(x) = \int_0^x (x-t)f(t) dt \quad (*)$$

a) Soit f une solution de l'équation précédente. Montrer que f est deux fois dérivable sur \mathbb{R} .

b) En déduire toutes les solutions de l'équation (*).

Solution :

1. Il suffit de revenir aux définitions d'espace vectoriel et de linéarité.

2. a) On vérifie facilement que f_λ et g_λ sont deux éléments de E .

Supposons que pour tout réel x , $af_\lambda(x) + bg_\lambda(x) = 0$. En évaluant en 0, il vient $a + b = 0$.

En dérivant puis en évaluant en 0, il vient $a - b = 0$; ceci entraîne que $a = b = 0$, donc que la famille (f_λ, g_λ) est libre.

Ainsi $\dim E \geq 2$.

b) La fonction h est de classe C^1 . En dérivant, il vient

$$h' = f''f_\lambda - ff''_\lambda = -\lambda ff_\lambda + \lambda ff_\lambda = 0$$

Ainsi la fonction h est-elle constante sur \mathbb{R} , soit pour tout x réel :

$$f'(x)f_\lambda(x) - f(x)f'_\lambda(x) = K$$

Si $f \in \text{Ker } \varphi$, alors $f(0) = f'(0) = 0$ et en remplaçant dans l'équation précédente, on obtient $K = 0$. Donc

$$0 = f'(x)f_\lambda(x) - f(x)f'_\lambda(x) = e^{x\sqrt{-\lambda}}(f'(x) - \sqrt{-\lambda}f(x)) \Rightarrow f'(x) - \sqrt{-\lambda}f(x) = 0$$

Ainsi

$$0 = (f'(x) - \sqrt{-\lambda}f(x))e^{-x\sqrt{-\lambda}} \Rightarrow (f(x)e^{-x\sqrt{-\lambda}})' = 0 \Rightarrow f(x)e^{-x\sqrt{-\lambda}} = C \text{ et}$$

$$f(x) = Ce^{x\sqrt{-\lambda}} = Cf_\lambda(x)$$

Ceci est en contradiction avec l'énoncé, donc $C = 0$, et $f = 0$ ce qui montre que φ est injective.

Ainsi $\dim E = \dim \text{Im } \varphi \leq 2$.

Finalement E est de dimension 2.

3. a) L'équation (\star) se réécrit

$$f(x) = x \int_0^x f(t) dt - \int_0^x t f(t) dt - 1$$

Ceci montre que f est de classe C^1 . En dérivant, il vient $f'(x) = \int_0^x f(t) dt$, ce qui montre que f est de classe C^2 , puis $f''(x) = f(x)$.

On est ainsi ramené à la question précédente avec $\lambda = -1$.

Ainsi si f est solution, il existe a et b tels que : $f(x) = ae^x + be^{-x}$.

Il reste à regarder la réciproque. En réintroduisant f dans l'équation (\star) , on obtient

$$1 + ae^x + be^{-x} = -x(a - b) + ae^x + be^{-x} - (a + b)$$

Ainsi f est solution si et seulement si $\begin{cases} a - b = 0 \\ a + b = -1 \end{cases}$, soit $a = b = -1/2$.

Exercice 1.16.

Pour tout entier naturel n et tout réel x , on pose :

$$h_n(x) = x^n e^{-x} \text{ et } L_n(x) = \frac{e^x}{n!} h_n^{(n)}(x).$$

1. Calculer explicitement $L_0(x)$, $L_1(x)$ et $L_2(x)$ pour tout réel x .
2. Montrer que, pour tout entier naturel n , L_n est une fonction polynomiale.
3. Soit $n \in \mathbb{N}$.
 - a) Soit $x \in \mathbb{R}$. Calculer $h_n^{(n)}(x)$ et $h_n^{(n+1)}(x)$ en fonction de $L_n(x)$, $L'_n(x)$ et e^{-x} .
 - b) En partant d'une relation entre h_n et h_{n+1} , établir que :

$$\forall x \in \mathbb{R}, L_{n+1}(x) = \frac{x}{n+1} L'_n(x) + \left(1 - \frac{x}{n+1}\right) L_n(x)$$

4. Soit $n \in \mathbb{N}$. Montrer que $L'_{n+1} = L'_n - L_n$ en partant de la relation $(h_{n+1}^{(n+1)})' = (h'_{n+1})^{(n+1)}$.
5. Soient $n \in \mathbb{N}$ et x réel. Établir que $xL''_n(x) + (1-x)L'_n(x) + nL_n(x) = 0$.
6. Démontrer que :

$$\forall (n, x) \in \mathbb{N}^* \times \mathbb{R}, (n+1)L_{n+1}(x) + (x-2n-1)L_n(x) + nL_{n-1}(x) = 0$$

Solution :

1. Soit $x \in \mathbb{R}$. On a clairement $L_0(x) = 1$, $L_1(x) = 1 - x$, $L_2(x) = \frac{x^2}{2} - 2x + 1$.

2. La fonction h_n est de classe C^∞ en tant que produit de fonctions de classe C^∞ , et, par la formule de Leibniz, pour tous $x \in \mathbb{R}$ et $n \in \mathbb{N}$:

$$h_n^{(n)}(x) = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} \frac{n!}{(n-k)!} x^{n-k} (-1)^{n-k} e^{-x}$$

Ainsi $L_n(x) = \frac{e^x}{n!} h_n^{(n)}(x) = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} \frac{x^{n-k}}{(n-k)!} (-1)^{n-k}$ et L_n est polynomiale.

3. Soit $n \in \mathbb{N}$.

a) Pour $x \in \mathbb{R}$, $h_n^{(n)}(x) = n!e^{-x}L_n(x)$ et $h_n^{(n+1)}(x) = n!e^{-x}(L'_n(x) - L_n(x))$.

b) Pour tout réel x , $h_{n+1}(x) = xh_n(x)$.

En appliquant la formule de Leibniz à ce produit de fonctions de classe C^∞ , on obtient

$$\begin{aligned} h_{n+1}^{(n+1)}(x) &= \binom{n+1}{0} x h_n^{(n+1)}(x) + \binom{n+1}{1} h_n^{(n)}(x) \\ &= x h_n^{(n+1)}(x) + (n+1) h_n^{(n)}(x) \\ &= n!e^{-x}(xL'_n(x) - xL_n(x) + (n+1)L_n(x)) \end{aligned}$$

Ainsi,

$$\begin{aligned} L_{n+1}(x) &= \frac{e^x h_{n+1}^{(n+1)}(x)}{(n+1)!} = \frac{xL'_n(x) - xL_n(x) + (n+1)L_n(x)}{n+1} \\ &= \frac{xL'_n(x)}{n+1} + \left(1 - \frac{x}{n+1}\right) L_n(x). \end{aligned}$$

4. Soit $(n, x) \in \mathbb{N} \times \mathbb{R}$. On a :

$$h'_{n+1}(x) = e^{-x}((n+1)x^n - x^{n+1}) = (n+1)h_n(x) - h_{n+1}(x). \text{ Ainsi,}$$

$$h_{n+1}^{(n+2)} = (h'_{n+1})^{(n+1)}(x) = (n+1)h_n^{(n+1)}(x) - h_{n+1}^{(n+1)}(x).$$

Comme $h_{n+1}^{(n+2)}(x) = \left(h_{n+1}^{(n+1)}\right)'$ et $h_{n+1}^{(n+1)}(x) = (n+1)!e^{-x}L_{n+1}(x)$, on en déduit que :

$$(n+1)h_n^{(n+1)}(x) - h_{n+1}^{(n+1)}(x) = (n+1)!e^{-x}(L'_{n+1}(x) - L_{n+1}(x)).$$

D'où

$$(n+1)n!e^{-x}(L'_n(x) - L_n(x)) - (n+1)!e^{-x}L_{n+1}(x) = (n+1)!e^{-x}(L'_{n+1}(x) - L_{n+1}(x)).$$

Ainsi, $L'_{n+1} = L'_n - L_n$.

5. Soient $n \in \mathbb{N}$ et $x \in \mathbb{R}$. On en déduit que

$$L'_{n+1}(x) = \frac{x}{n+1}(L''_n(x) - L'_n(x)) + \frac{L'_n(x) - L_n(x)}{n+1} + L'_n(x)$$

puis que :

$$L'_n(x) - L_n(x) = \frac{x}{n+1}(L''_n(x) - L'_n(x)) + \frac{L'_n(x) - L_n(x)}{n+1} + L'_n(x).$$

Ainsi, $xL''_n(x) + (1-x)L'_n(x) + nL_n(x) = 0$.

6. Soient $(n, x) \in \mathbb{N}^* \times \mathbb{R}$ et $\delta(x) = (n+1)L_{n+1}(x) + (x-2n-1)L_n(x) + nL_{n-1}(x)$. Ainsi, $\delta(x) = xL'_n(x) + (n+1-x)L_n(x) + (x-2n-1)L_n(x) + nL_{n-1}(x)$

$$= xL'_n(x) - nL_n(x) + nL_{n-1}(x)$$

$$= x(L'_{n-1}(x) - L_{n-1}(x)) - nL_n(x) + nL_{n-1}(x) = nL_{n-1}(x) - nL_{n-1}(x).$$

Ainsi :

$$(n+1)L_{n+1}(x) + (x-2n-1)L_n(x) + nL_{n-1}(x) = 0$$

Exercice 1.17.

Si $x \in \mathbb{R}_+^*$ et $n \in \mathbb{N}^*$, on pose $S_n(x) = \sum_{k=1}^n (-1)^k \frac{1}{k^x}$, où $k^x = \exp(x \ln(k))$.

1. On s'intéresse à la convergence des suites $(S_n(x))_{n \geq 1}$.

a) Soit $x > 0$. Etablir pour tout entier $n \in \mathbb{N}^*$ les inégalités

$$S_{2n+1}(x) \leq S_{2n+3}(x) \leq S_{2n+2}(x) \leq S_{2n}(x).$$

b) En déduire que les suites $(S_{2n+1}(x))_{n \geq 0}$ et $(S_{2n}(x))_{n \geq 1}$ convergent pour tout réel strictement positif x et admettent la même limite.

c) Montrer que la série $\sum_{k=1}^{\infty} (-1)^k \frac{1}{k^x}$ converge pour $x > 0$. On notera désormais $f(x)$ la somme de cette série.

2. On va maintenant s'intéresser à une autre expression de la fonction f .

a) Montrer que pour $x > 0$, $f(x)$ est la somme de la série de terme général $(\frac{1}{(2p)^x} - \frac{1}{(2p-1)^x})_{p \geq 1}$, c'est-à-dire que l'on a $f(x) = \sum_{p=1}^{\infty} (\frac{1}{(2p)^x} - \frac{1}{(2p-1)^x})$.

b) Soient $p \geq 1$ et $x > 0$. Prouver que l'on a : $|\frac{1}{(2p)^x} - \frac{1}{(2p-1)^x}| \leq \frac{x}{(2p-1)^{x+1}}$.

3. On considère une série convergente de terme général r_p , ($p \geq 1$), positif ou nul et une suite $(u_p)_{p \geq 1}$ de fonctions continues sur un intervalle $I =]a, b[\subset \mathbb{R}_+^*$ qui vérifient $|u_p(x)| \leq r_p$ pour tout $p \geq 1$ et tout $x \in I$.

a) Pour tout $x \in I$, justifier la convergence de la série $\sum_{p \geq 1} u_p(x)$. On notera $g(x)$ la somme de cette série.

b) Soit $\varepsilon > 0$. Montrer qu'il existe un plus petit entier $N \in \mathbb{N}^*$ tel que $\sum_{p=N+1}^{\infty} r_p < \frac{\varepsilon}{4}$.

On notera $N(\varepsilon)$ cet entier.

Pour tout couple $(t, x) \in I^2$, prouver que l'on a :

$$|g(t) - g(x)| \leq \left| \sum_{p=1}^{N(\varepsilon)} u_p(t) - \sum_{p=1}^{N(\varepsilon)} u_p(x) \right| + \frac{\varepsilon}{2}.$$

c) En déduire que la fonction g est continue sur I .

4. Prouver que la fonction f définie dans la première question est continue sur \mathbb{R}_+^* .

Solution :

1. a) Soit $x > 0$, on a $S_{2n+3}(x) - S_{2n+1}(x) = \frac{1}{(2n+2)^x} - \frac{1}{(2n+3)^x} \geq 0$.

De la même manière, on vérifie que

$$S_{2n}(x) - S_{2n+2}(x) \geq 0 \text{ et que } S_{2n+2}(x) - S_{2n+3}(x) \geq 0.$$

b) D'après 1) a), les deux suites $(S_{2n+1}(x))_{n \geq 0}$ et $(S_{2n}(x))_{n \geq 1}$ sont adjacentes.

La suite $(S_{2n+1}(x))_{n \geq 0}$ est croissante et majorée par $S_2(x)$, elle converge donc vers une limite l_1 . La suite $(S_{2n}(x))_{n \geq 1}$ est décroissante et minorée par $S_1(x)$, elle converge donc vers une limite l_2 . Comme $S_{2n+1}(x) - S_{2n}(x) = -1/(2n+1)^x \rightarrow 0$, lorsque n tend vers $+\infty$, on voit que $l_1 = l_2 = f(x)$.

c) Les suites $(S_{2n+1}(x))_{n \geq 0}$ et $(S_{2n}(x))_{n \geq 1}$ convergent toutes les deux vers $f(x)$.

Donc, dès que l'on se donne un intervalle ouvert I contenant $f(x)$, il n'y a qu'un nombre fini de termes de la suite $(S_{2n+1}(x))_{n \geq 0}$ en dehors de I et un nombre fini de termes de la suite $(S_{2n}(x))_{n \geq 1}$ en dehors de I .

Il n'y a donc qu'un nombre fini de termes de la suite $(S_n(x))_{n \geq 1}$ qui ne sont pas dans I , ce qui prouve bien que la série converge vers $f(x)$.

2. a) Il suffit de remarquer que $\sum_{p=1}^m \left(\frac{1}{(2p)^x} - \frac{1}{(2p-1)^x} \right) = S_{2m}(x)$ et de dire que $S_{2m}(x)$ converge vers $f(x)$ d'après 2) b).

b) Soient $p \geq 1$ et $x > 0$, d'après l'inégalité des accroissements finis, on a

$$\left| \frac{1}{(2p)^x} - \frac{1}{(2p-1)^x} \right| \leq \sup \left\{ \left| -\frac{x}{t^{x+1}} \right| ; t \in [2p-1, 2p] \right\} \leq \frac{x}{(2p-1)^{x+1}}.$$

3. a) Si $x \in I$, le théorème de comparaison pour les séries à termes positifs et l'inégalité $|u_p(x)| \leq r_p$ nous assurent que la série $\sum_{p \geq 1} u_p(x)$ est absolument convergente, donc convergente.

b) Comme la série à termes positifs $\sum_{p \geq 1} r_p$ est convergente, ses restes décroissent vers 0. Il n'y a qu'un nombre fini M de restes $\sum_{p=m+1}^{+\infty} r_p$ qui sont en dehors de l'intervalle $[0, \varepsilon/4[$,

il existe donc un plus petit entier $N(\varepsilon) = M + 1$ tel que $\sum_{p=N(\varepsilon)+1}^{+\infty} r_p < \frac{\varepsilon}{4}$.

Pour tout couple $(t, x) \in I^2$, on a

$$|g(t) - g(x)| \leq \left| \sum_{p=1}^{N(\varepsilon)} u_p(t) - \sum_{p=1}^{N(\varepsilon)} u_p(x) \right| + 2 \sum_{p=N(\varepsilon)+1}^{+\infty} r_p < \left| \sum_{p=1}^{N(\varepsilon)} u_p(t) - \sum_{p=1}^{N(\varepsilon)} u_p(x) \right| + \frac{\varepsilon}{2}.$$

c) Une somme finie de fonctions continues sur I est encore continue, si $x \in I$ il existe un intervalle ouvert J contenant x tel que $\left| \sum_{p=1}^{N(\varepsilon)} u_p(t) - \sum_{p=1}^{N(\varepsilon)} u_p(x) \right| < \varepsilon/2$ pour tout $t \in J$.

Par suite, si $x \in J$ on a $|g(t) - g(x)| < \varepsilon$. Comme ε est arbitraire, la fonction g est bien continue au point x .

4. Si $x \in I$, on pose $a = x/2$, $b = 3x/2$ et $u_p(x) = \frac{1}{(2p)^x} - \frac{1}{(2p-1)^x}$. La question 2. b) nous assure que

$$|u_p(t)| \leq \frac{t}{(2p-1)^{t+1}} \leq \frac{3x}{2} \times \frac{1}{(2p-1)^{\frac{x}{2}+1}} = r_p$$

Le critère de Riemann et le théorème sur les équivalents donnent facilement la convergence de la série de terme général r_p .

Les hypothèses de la question 3) sont vérifiées et par suite f est continue sur $]a, b[$, donc au point x .

Exercice 1.18.

Soit la suite $(a_n)_{n \in \mathbb{N}}$ définie par : $a_n = \int_0^1 \frac{u^n}{1+u^2} du$.

Pour $x \in \mathbb{R}$, on note sous réserve d'existence :

$$S(x) = \sum_{n=0}^{\infty} (n+1)a_n x^n \text{ et } F(x) = \int_0^1 \frac{1}{(1+u^2)(1-xu)^2} du$$

1. a) Établir que pour tout $n \in \mathbb{N}$, le réel a_n existe et vérifie :

$$\frac{1}{2} \frac{1}{n+1} \leq a_n \leq \frac{1}{n+1}$$

b) En déduire que la fonction S est définie sur l'intervalle $] -1, 1[$.

2. Déterminer l'ensemble de définition de la fonction F .

3. Soit x un réel de $[0, 1[$, on note : $\forall u \in [0, 1], \forall p \in \mathbb{N}, A(u, p) = \frac{u^p x^p [p - pux + 1]}{(1+u^2)(1-xu)^2}$.

a) Montrer que : $\forall p \in \mathbb{N}, \forall u \in [0, 1], A(u, p) \leq (p+1) \frac{x^p}{(1-x)^2}$.

En déduire que : $\lim_{p \rightarrow \infty} \int_0^1 A(u, p) du = 0$.

4. Montrer que : $\forall v \in \mathbb{R} \setminus \{1\}, \sum_{n=0}^{p-1} (n+1)v^n = \frac{1}{(1-v)^2} - \frac{v^p}{(1-v)^2} [p - pv + 1]$.

5. En déduire que : $\forall x \in [0, 1[, F(x) = S(x)$.

Solution :

1. a) Soit $n \in \mathbb{N}$; l'intégrale a_n existe car $\varphi : u \rightarrow \frac{u^n}{1+u^2}$ est définie continue sur $[0, 1]$. De plus,

$$\forall n \in \mathbb{N}, 0 \leq u \leq 1 \implies \frac{1}{2} \leq \frac{1}{1+u^2} \leq 1 \implies \frac{1}{2} \frac{1}{n+1} \leq a_n \leq \frac{1}{n+1}$$

b) On a $0 \leq |(n+1)a_n x^n| \leq |x^n|$. Donc si $|x| < 1$ la série converge absolument et S est bien définie sur $] -1, 1[$.

2. Soit la fonction $f_x(u) = \frac{1}{(1+u^2)(1-xu)^2}$.

• Si $x < 1$: la fonction f_x est définie (le dénominateur ne s'annule pas sur $[0, 1]$) et continue sur le segment $[0, 1]$, l'intégrale $F(x)$ est bien définie.

• Si $x \geq 1$: on a $0 < \frac{1}{x} \leq 1$, branche infinie au voisinage de $\frac{1}{x}$. Or au voisinage de $\frac{1}{x}$: $f_x(u) \sim \frac{1}{x^2+1} \frac{1}{(u-\frac{1}{x})^2}$. La fonction n'est pas intégrable (critère de comparaison aux intégrales de Riemann). Ainsi la fonction F est définie sur $] -\infty, 1[$

a) $u \in [0, 1] \implies u^p \leq 1$; $u \in [0, 1] \implies 1+u^2 \geq 1 \implies \frac{1}{1+u^2} \leq 1$;

$u \in [0, 1] \implies 1-x \leq 1-ux \implies \frac{1}{1-ux} \leq \frac{1}{1-x}$; $u \in [0, 1] \implies p-pux+1 \leq p+1$.

Ce qui donne la majoration souhaitée.

b) Par positivité de l'intégrale, on obtient : $0 \leq \int_0^1 A(u, p) du \leq (p+1) \frac{x^p}{(1-x)^2}$.

Comme $0 \leq x < 1$, on a $\lim_{p \rightarrow +\infty} (p+1) \frac{x^p}{(1-x)^2} = 0$, et le théorème d'encadrement entraîne que :

$$\lim_{p \rightarrow +\infty} \int_0^1 A(u, p) du = 0$$

4. On reconnaît la somme des premiers termes d'une suite géométrique :

$$\forall v \neq 1, \sum_{n=0}^{p-1} v^{n+1} = v \frac{v^p - 1}{v - 1}.$$

On obtient le résultat souhaité en dérivant par rapport à la variable v :

$$\forall v \neq 1, \sum_{n=0}^{p-1} (n+1)v^n = \frac{1}{(1-v)^2} - \frac{v^p}{(1-v)^2} [p - pv + 1]$$

5. On a

$$\begin{aligned} S(x) &= \sum_{n=0}^{p-1} (n+1)a_n x^n = \sum_{n=0}^{p-1} (n+1) \left[\int_0^1 \frac{u^n}{1+u^2} du \right] \cdot x^n \\ &= \int_0^1 \left[\sum_{n=0}^{p-1} (n+1)(ux)^n \right] \frac{du}{1+u^2} \\ &= \int_0^1 \left[\frac{1}{(1-xu)^2} + \frac{u^{p+1}x^{p+1}}{(1-xu)^2} - (p+1) \frac{u^p x^p}{(1-xu)^2} \right] \frac{du}{1+u^2} \\ &= F(x) - \int_0^1 A(u, p) du \end{aligned}$$

d'où en passant à la limite quand $p \rightarrow +\infty$: $\forall x \in [0, 1[, F(x) = S(x)$.

ALGÈBRE

Exercice 2.01.

Soit la suite de polynômes $(T_n)_{n \in \mathbb{N}}$ définie par :

$$T_0 = 1, T_1 = X \text{ et } \forall n \in \mathbb{N}, T_{n+2} = 2XT_{n+1} - T_n$$

1. Montrer que pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, T_n est un polynôme de degré n , de coefficient dominant que l'on explicitera. Montrer que :

$$\forall \theta \in \mathbb{R}, T_n(\cos \theta) = \cos(n\theta)$$

2. Pour $(p, q) \in \mathbb{N}^2$, on pose $I_{p,q} = \int_0^\pi \cos(p\theta) \cos(q\theta) d\theta$.

a) Montrer que pour tous réels a et b , on a :

$$\cos(a) \cos(b) = \frac{1}{2}(\cos(a+b) + \cos(a-b))$$

b) Calculer $I_{p,q}$.

3. Pour tout couple (P, Q) d'éléments de $\mathbb{R}[X]$, montrer que l'intégrale $\int_{-1}^1 \frac{P(t)Q(t)}{\sqrt{1-t^2}} dt$ est convergente. On la note $\langle P, Q \rangle$.

Montrer que $(P, Q) \mapsto \langle P, Q \rangle$ est un produit scalaire sur $\mathbb{R}[X]$. On note $\|\cdot\|$ la norme associée.

4. Montrer que pour tout $n \in \mathbb{N}$, la famille (T_0, \dots, T_n) est une base orthogonale de $\mathbb{R}_n[X]$. Cette base est-elle orthonormale ?

5. Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, calculer $\langle X^n, T_n \rangle$.

6. En déduire, pour tout entier $n \geq 1$, la valeur de :

$$d = \inf_{(a_0, \dots, a_{n-1}) \in \mathbb{R}^n} \left(\sqrt{\int_{-1}^1 \frac{(t^n - (a_{n-1}t^{n-1} + \dots + a_0))^2}{\sqrt{1-t^2}} dt} \right)$$

Solution :

1. On montre aisément par récurrence sur $n \geq 1$ la relation :

« $\deg(T_n) = n$, le coefficient dominant de T_n est 2^{n-1} et $\forall \theta \in \mathbb{R}$, $T_n(\cos \theta) = (\cos n\theta)$ ».

La clé du dernier résultat est la formule : $2 \cos p \cos q = \cos(p+q) + \cos(p-q)$, qui donne, en supposant la formule vraie jusqu'au rang $n+1$:

$$\begin{aligned} T_{n+2}(\cos \theta) &= 2 \cos \theta T_{n+1}(\cos \theta) - T_n(\cos \theta) = 2 \cos \theta \cos(n+1)\theta - \cos n\theta \\ &= \cos(n+2)\theta. \end{aligned}$$

et la formule est encore vraie au rang $n+2$.

2. On a :

$$\begin{aligned} \int_0^\pi \cos(p\theta) \cos(q\theta) d\theta &= \frac{1}{2} \int_0^\pi (\cos((p+q)\theta) + \cos((p-q)\theta)) d\theta \\ &= \begin{cases} 0 & \text{si } p \neq q \\ \pi & \text{si } p = q = 0. \\ \pi/2 & \text{si } p = q \neq 0 \end{cases} \end{aligned}$$

3. Il y a des problèmes de convergence de l'intégrale en -1 et 1 (la fonction qu'on intègre est continue sur $] -1, 1[$). Mais, au voisinage de 1 :

$$\left| \frac{P(x)Q(x)}{\sqrt{1-x^2}} \right| \begin{cases} \sim \frac{P(1)Q(1)}{\sqrt{2}\sqrt{1-x}} & \text{si } P(1)Q(1) \neq 0 \\ = o\left(\frac{1}{\sqrt{1-x}}\right) & \text{si } P(1)Q(1) = 0 \end{cases}$$

Or l'intégrale $\int_0^1 \frac{dx}{\sqrt{1-x}}$ converge, donc par le théorème de comparaison l'intégrale définissant $\langle P, Q \rangle$ converge absolument en 1 . Même raisonnement en -1 .

- L'expression est symétrique et linéaire par rapport à la seconde variable, par linéarité de l'intégration.

- Si $P \in \mathbb{R}[X]$, on a $\langle P, P \rangle = \int_{-1}^1 \frac{P(x)^2}{\sqrt{1-x^2}} dx \geq 0$, par positivité de l'intégration puisqu'on intègre une fonction positive et que les bornes sont dans le sens croissant.

- Si $\langle P, P \rangle = 0$, comme la fonction intégrée est positive et continue sur $] -1, 1[$, elle est nulle sur $] -1, 1[$, donc P est nul sur $] -1, 1[$; donc $P = 0$ (polynôme ayant une infinité de racines).

4. La famille (T_0, \dots, T_n) est échelonnée en degré, donc elle est libre. Elle est composée de $n+1$ éléments de $\mathbb{R}_n[X]$ et cet espace est de dimension $n+1$. C'est donc une base de $\mathbb{R}_n[X]$.

Comme la fonction \cos est de classe C^1 strictement décroissante de $]0, \pi[$ dans $] -1, 1[$, on peut faire le changement de variable $x = \cos(\theta)$, qui donne

(puisque $T_n(\cos(\theta)) = \cos(n\theta)$ quand $\theta \in]0, \pi[$) :

$$\langle T_p, T_q \rangle = \int_{-1}^1 \frac{T_p(x)T_q(x)}{\sqrt{1-x^2}} dx = \int_0^\pi \cos(p\theta) \cos(q\theta) d\theta = I_{p,q} = 0 \text{ si } p \neq q$$

Ainsi la famille (T_0, \dots, T_n) est orthogonale. Elle n'est pas orthonormale puisque, par exemple $\|T_0\|^2 = \pi$, ou parce que $\forall k \geq 1, \|T_k\|^2 = \frac{\pi}{2} \neq 1$.

5. Pour $n \geq 1$, d'après la question 1, on a :

$$T_n - 2^{n-1}X^n \in \mathbb{R}_{n-1}[X] = \text{Vect}(T_0, \dots, T_{n-1}) \subset T_n^\perp$$

Ainsi :

$$\begin{aligned} \langle T_n, X^n \rangle &= \frac{1}{2^{n-1}} \langle T_n, T_n - (T_n - 2^{n-1}X^n) \rangle \\ &= \frac{1}{2^{n-1}} \|T_n\|^2 + \frac{1}{2^{n-1}} \langle T_n, T_n - 2^{n-1}X^n \rangle = \frac{\pi}{2^n}. \end{aligned}$$

6. d est la distance de X^n à l'espace $\mathbb{R}_{n-1}[X]$; d est donc la distance de X^n à son projeté orthogonal sur $\mathbb{R}_{n-1}[X]$. Or, comme la famille (T_0, \dots, T_n) est une base orthogonale, en adaptant (par normalisation des T_k) la formule connue pour une base orthonormale, on a :

$$X^n = \underbrace{\sum_{k=0}^{n-1} \frac{\langle T_k, X^n \rangle}{\|T_k\|^2} T_k}_{\in \text{Vect}(T_0, \dots, T_{n-1}) = \mathbb{R}_{n-1}[X]} + \underbrace{\frac{\langle T_n, X^n \rangle}{\|T_n\|^2} T_n}_{\in \mathbb{R}_{n-1}[X]^\perp}$$

$$\text{Donc : } d = \left\| \frac{\langle T_n, X^n \rangle}{\|T_n\|^2} T_n \right\| = \frac{|\langle T_n, X^n \rangle|}{\|T_n\|} = \frac{\sqrt{2\pi}}{2^n}.$$

Exercice 2.02.

Soit $(n, p) \in (\mathbb{N}^*)^2$.

On considère une matrice $A \in \mathcal{M}_{n,p}(\mathbb{R})$ et une matrice $B \in \mathcal{M}_{p,n}(\mathbb{R})$. Si C est une matrice carrée à coefficients réels, on rappelle que $\text{Spec}(C)$ désigne l'ensemble de ses valeurs propres éventuellement complexes.

1. a) Quel est l'ordre de la matrice carrée AB ? Quel est celui de la matrice BA ?

b) Soit $\lambda \in \mathbb{R}^*$. Montrer que si X est un vecteur colonne propre de AB associé à la valeur propre λ , alors BX est un vecteur colonne propre de la matrice BA associé à la valeur propre λ .

En déduire que $\text{Spec}(AB) \setminus \{0\} = \text{Spec}(BA) \setminus \{0\}$.

c) On pose $M = I_n - AB$ et $N = I_p - BA$. Montrer que la matrice M est inversible si et seulement si la matrice N est inversible.

d) On suppose que $1 \notin \text{Spec}(BA)$. Montrer que la matrice M est inversible et que son inverse R vaut $R = I_n + AN^{-1}B$.

(On pourra écrire le produit RM sous la forme $I_n + A(I_p - BA)^{-1}CB$ et constater que $C = 0$.)

2. On munit \mathbb{R}^n de sa structure euclidienne canonique. On considère deux vecteurs colonnes X et Y de \mathbb{R}^n et on pose $A = X$ et $B = {}^tY$.

a) Écrire la matrice N définie dans la question 1. c).

On suppose désormais que le produit scalaire $\langle X|Y \rangle$ est différent de 1.

b) Montrer que la matrice $M = I_n - AB$ est inversible et donner une expression de son inverse à l'aide de la question 1.d.

c) En déduire que le polynôme P défini par $P(t) = \frac{1}{1 - \langle X|Y \rangle} t^2 + \frac{(\langle X|Y \rangle - 2)}{1 - \langle X|Y \rangle} t + 1$ est un polynôme annulateur de M .

3. On considère les deux vecteurs colonnes X et Y de \mathbb{R}^4 donnés par

$$X = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} \text{ et } Y = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ -1 \end{pmatrix}$$

Déterminer la matrice M . Est-elle diagonalisable ?

4. On considère les deux vecteurs colonnes X et Y de \mathbb{R}^4 donnés par

$$X = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} \text{ et } Y = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \end{pmatrix}$$

Déterminer la matrice M et la matrice M^{-1} après avoir justifié son existence. La matrice M est-elle diagonalisable ?

Solution :

1. a) La matrice AB est une matrice carrée d'ordre n tandis que BA est une matrice carrée d'ordre p .

b) Soit X un vecteur colonne propre de AB associé à la valeur propre $\lambda \neq 0$. On a donc $ABX = \lambda X$, en multipliant à gauche par B on obtient $(BA)BX = \lambda BX$.

On a $BX \neq 0$, sinon $\lambda X = 0$ et par suite $X = 0$ puisque $\lambda \neq 0$, ce qui est impossible. On a donc $\lambda \in \text{Spec}(BA)$.

On vient de montrer que $\text{Spec}(AB) \setminus \{0\} \subseteq \text{Spec}(BA) \setminus \{0\}$. Il suffit d'échanger les rôles de A et B pour conclure.

c) La matrice M est inversible si et seulement si $1 \notin \text{Spec}(AB) \setminus \{0\}$, ce qui équivaut d'après la question précédente à dire que N est inversible.

d) Comme $1 \notin \text{Spec}(BA)$, les matrices M et N sont inversibles d'après la question précédente. En effectuant le produit RM , on trouve

$$\begin{aligned} RM &= I_n + A(I_p - BA)^{-1}B - AB - A(I_p - BA)^{-1}BAB \\ &= I_n + A(I_p - BA)^{-1}B - A(I_p - BA)^{-1}(I_p - BA)B - A(I_p - BA)^{-1}BAB \\ &= I_n + A(I_p - BA)^{-1}[I_p - (I_p - BA) - BA]B = I_n \end{aligned}$$

2. a) D'après 1) a), on a $N \in \mathcal{M}_{1,1}(\mathbb{R})$, par suite N est le scalaire $1 - \langle X|Y \rangle$.

b) Comme $N = 1 - \langle X|Y \rangle \neq 0$, M est inversible d'après 1) c). Avec 1) d), on obtient :

$$M^{-1} = I_n + (1 - \langle X|Y \rangle)^{-1} X^t Y.$$

c) On remarque que la question précédente nous conduit à

$$I_n = M + \frac{1}{1 - \langle X|Y \rangle} (I_n - M)M = \left(\frac{2 - \langle X|Y \rangle}{1 - \langle X|Y \rangle} \right) M - \frac{1}{1 - \langle X|Y \rangle} M^2.$$

Ce qui donne immédiatement P comme polynôme annulateur de M .

3. On trouve :
$$M = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 \\ -1 & 1 & 0 & 1 \\ -1 & 0 & 1 & 1 \\ -1 & 0 & 0 & 2 \end{pmatrix}.$$

Comme $0 = \langle X|Y \rangle \neq 1$, la question 2. d) nous dit que $P(t) = t^2 - 2t + 1 = (t - 1)^2$ est un polynôme annulateur de M . Le réel 1 est donc la seule valeur propre possible de M (c'est effectivement le cas).

Or $M \neq I$, elle n'est donc pas diagonalisable.

4. Comme $10 = \langle X|Y \rangle \neq 1$, on voit que M est inversible. On a :

$$M = \begin{pmatrix} 0 & -2 & -3 & -4 \\ -1 & -1 & -3 & -4 \\ -1 & -2 & -2 & -4 \\ -1 & -2 & -3 & -3 \end{pmatrix} \quad \text{et} \quad M^{-1} = \begin{pmatrix} \frac{8}{9} & \frac{-2}{9} & \frac{-1}{3} & \frac{-4}{9} \\ \frac{-1}{9} & \frac{7}{9} & \frac{-1}{3} & \frac{-4}{9} \\ \frac{-1}{9} & \frac{-2}{9} & \frac{2}{3} & \frac{-4}{9} \\ \frac{-1}{9} & \frac{-2}{9} & \frac{-1}{3} & \frac{5}{9} \end{pmatrix}.$$

Ici $P(t) = -\frac{1}{9}t^2 - \frac{8}{9}t + 1$, ses racines sont 1 et -9 , et ce sont les seules valeurs propres possibles de M . On voit que l'équation du sous-espace propre associé à 1 est $x + 2y + 3z + 4t = 0$, il est donc de dimension 3.

Si -9 n'était pas une valeur propre, la matrice $M + 9I$ serait inversible et une factorisation de P conduirait à $M = I$, ce qui est absurde (on peut aussi chercher un vecteur propre pour la valeur -9).

La somme des dimensions des sous-espaces propres est donc (au moins) 4, donc vaut 4 et par suite la matrice M est diagonalisable.

Exercice 2.03.

On considère l'ensemble $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ des matrices carrées d'ordre n ($n \geq 2$) à coefficients réels. Si $A \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$, on rappelle que $\text{Spec}(A)$ désigne l'ensemble des valeurs propres de A .

Si $M = (m_{i,j})_{1 \leq i,j \leq n} \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$, on note $\Phi(M) = (m'_{i,j})_{1 \leq i,j \leq n}$ la matrice carrée d'ordre n dont les coefficients sont donnés par $m'_{i,j} = m_{n+1-j, n+1-i}$. La matrice $\Phi(M)$ est la symétrique de M par rapport à la « deuxième diagonale ».

1. a) Vérifier que Φ est un endomorphisme de $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$. Déterminer Φ^2 .

b) Montrer que $\Phi({}^t M) = {}^t(\Phi(M))$. On suppose que la matrice M est symétrique, que peut-on dire de $\Phi(M)$?

c) Soient A et B deux matrices réelles carrées d'ordre n . Prouver que $\Phi(AB) = \Phi(B)\Phi(A)$.

d) Montrer que $M \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ est inversible si et seulement si $\Phi(M)$ est inversible. Vérifier dans ce cas que $(\Phi(M))^{-1} = \Phi(M^{-1})$. Prouver que $\text{Spec}(\Phi(M)) = \text{Spec}(M)$.

e) Montrer que $M \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ est diagonalisable si et seulement si $\Phi(M)$ l'est.

2. On dit qu'une matrice $M \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ est bisymétrique si elle est symétrique par rapport aux

deux diagonales (*i.e.* si ${}^tM = M$ et $\Phi(M) = M$). Si $X = \begin{pmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix}$ est une matrice colonne,

on pose $\tilde{X} = \begin{pmatrix} x_n \\ \vdots \\ x_1 \end{pmatrix}$.

On considère désormais une matrice $A \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ qui est bisymétrique.

a) Justifier le fait que A est diagonalisable, avec une matrice de passage diagonalisante orthogonale.

b) Montrer que si la colonne X appartient au sous-espace E_λ de A propre associé à la valeur propre λ , alors \tilde{X} appartient aussi à E_λ .

c) En déduire que si $\lambda \in \text{Spec}(A)$, alors il existe un vecteur colonne propre associé à λ qui vérifie l'une des deux conditions : $\tilde{X} = X$ ou bien $\tilde{X} = -X$.

3. On considère la matrice A définie par $A = \begin{pmatrix} 1 & 4 & 0 & 5 \\ 4 & -2 & 2 & 0 \\ 0 & 2 & -2 & 4 \\ 5 & 0 & 4 & 1 \end{pmatrix}$.

a) Vérifier que A est bisymétrique et montrer que le rang de A est supérieur ou égal à 3.

b) Déterminer le noyau de A .

c) Chercher les vecteurs colonnes propres de A qui vérifient $\tilde{X} = X$.

d) Diagonaliser la matrice A avec une matrice de passage orthogonale.

Solution :

1. a) La linéarité est évidente. On voit immédiatement que $\Phi^2 = Id$.

b) On voit que $\Phi({}^tM) = (({}^tM)'_{i,j}) = (m_{n+1-i,n+1-j}) = {}^t\Phi(M)$.

Si la matrice M est symétrique, on en déduit que la matrice $\Phi(M)$ est aussi symétrique.

c) Soient $A = (a_{i,j})$ et $B = (b_{i,j})$ deux matrices réelles carrées d'ordre n . D'après le cours, on a $C = AB = (c_{i,j})$ avec $c_{i,j} = \sum_{k=1}^n a_{i,k}b_{k,j}$. D'où $\Phi(C) = (c'_{i,j})$

avec :

$$c'_{i,j} = c_{n+1-j,n+1-i} = \sum_{k=1}^n a_{n+1-j,k}b_{k,n+1-i} = \sum_{h=1}^n a_{n+1-j,n+1-h}b_{n+1-h,n+1-i}$$

$$= \sum_{h=1}^n b'_{i,h} a'_{h,j}.$$

Or cette dernière somme représente $(\Phi(B)\Phi(A))_{i,j}$, on a donc bien $\Phi(AB) = \Phi(B)\Phi(A)$.

d) Si $M \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ est inversible, il existe alors $N \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ telle que $MN = NM = I$. Il vient $I = \Phi(I) = \Phi(MN) = \Phi(N)\Phi(M)$ et par suite $\Phi(M)$ est inversible et $\Phi(M)^{-1} = \Phi(M^{-1})$.

Or $\Phi^2 = Id$, on a donc bien l'équivalence souhaitée.

Comme $\lambda \in \text{Sp}(M)$ équivaut à $M - \lambda I$ non inversible, donc à $\Phi(M - \lambda I) = \Phi(M) - \lambda I$ non inversible, c.a.d. à $\lambda \in \text{Sp}(\Phi(M))$.

e) Supposons $M \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ diagonalisable, alors il existe D diagonale et P inversible telles que $M = PDP^{-1}$. Avec c) et d), on voit que $\Phi(P)$ est inversible et que l'on a $\Phi(M) = \Phi(P)^{-1}\Phi(D)\Phi(P)$. Il est clair que $\Phi(D)$ est encore diagonale, la matrice $\Phi(M)$ est donc diagonalisable.

Là encore, la propriété $\Phi^2 = Id$ nous donne immédiatement la réciproque.

2. a) Il suffit de dire qu'une matrice bisymétrique est déjà symétrique réelle.

b) Soit $x \in E_\lambda$, comme A est bisymétrique ($a_{i,j} = a_{j,i} = a_{n+1-i,n+1-j}$) il vient :

$$\begin{aligned} (M\tilde{x})_i &= \sum_{k=1}^n a_{i,k}\tilde{x}_k = \sum_{k=1}^n a_{i,k}x_{n+1-k} = \sum_{h=1}^n a_{i,n+1-h}x_h = \sum_{h=1}^n a_{n+1-i,h}x_h \\ &= \lambda x_{n+1-i} = \lambda\tilde{x}_i. \end{aligned}$$

c) Soit $\lambda \in \text{Sp}(A)$ et $x \in E_\lambda$, alors on a $M(x + \tilde{x}) = \lambda(x + \tilde{x})$ d'après la question précédente. Posons $y = x + \tilde{x}$, si $y = 0$ alors $\tilde{x} = -x$ et si $y \neq 0$ alors $y \in E_\lambda$ vérifie $\tilde{y} = y$.

3. a) Il est clair que A est bisymétrique. Ses trois premières colonnes sont libres, d'où $\text{rg}(A) \geq 3$.

b) La dimension du noyau est 1 ou 0. Si c'est 1, d'après 2) c) on peut chercher un vecteur générateur du noyau sous la forme (a, b, b, a) ou $(a, b, -b, -a)$.

On voit immédiatement que la première possibilité donne le vecteur nul et la deuxième nous conduit à $\ker(A) = \mathbb{R}(1, 1, -1, -1)$.

c) On cherche donc les vecteurs propres qui sont de la forme (a, b, b, a) . Les deux premières équations du système montrent que (a, b) vérifie les équations $6a + 4b = \lambda a$ et $4a = \lambda b$. on en tire facilement $\lambda = -2$ ou $\lambda = 8$, et que les vecteurs cherchés appartiennent à $\mathbb{R}(1, -2, -2, 1) \subseteq E_{-2}$ ou à $\mathbb{R}(2, 1, 1, 2) \subseteq E_8$.

d) On cherche la dernière valeur propre éventuelle λ .

La matrice A étant diagonalisable, on doit avoir $-2 = \text{tr}(A) = 0 - 2 + 8 + \lambda$, on trouve donc $\lambda = -8$, les sous espaces propres sont donc tous de dimension 1. Les vecteurs de E_{-8} sont nécessairement de la forme $(a, b, -b, -a)$ et sont orthogonaux aux autres sous espaces propres, d'où $E_{-8} = \mathbb{R}(1, -1, 1, -1)$.

La matrice A se diagonalise donc sous la forme $A = PD^tP$ avec :

$$P = \begin{pmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{\sqrt{10}} & \frac{1}{2} & \frac{2}{\sqrt{10}} \\ -\frac{1}{2} & \frac{-2}{\sqrt{10}} & \frac{1}{2} & \frac{1}{\sqrt{10}} \\ \frac{1}{2} & \frac{-2}{\sqrt{10}} & -\frac{1}{2} & \frac{1}{\sqrt{10}} \\ -\frac{1}{2} & \frac{1}{\sqrt{10}} & -\frac{1}{2} & \frac{2}{\sqrt{10}} \end{pmatrix} \quad \text{et} \quad D = \begin{pmatrix} -8 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 8 \end{pmatrix}$$

Exercice 2.04.

Dans cet exercice on confondra vecteur de \mathbb{R}^k ($k \in \mathbb{N}^*$) et matrice colonne canoniquement associée. Soit $(n, p) \in (\mathbb{N}^*)^2$.

On considère une matrice $A \in \mathcal{M}_{n,p}(\mathbb{R})$ et une matrice $B \in \mathcal{M}_{p,n}(\mathbb{R})$.

0. Montrer que $\text{rg}(AB) = \text{rg}(A)$.

1. Dans cette question on choisit pour A et B les matrices suivantes :

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 0 \\ 1 & -1 \end{pmatrix} \quad \text{et} \quad B = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 1 \\ 3 & -4 & 1 \end{pmatrix}$$

a) Déterminer les matrices AB et BA .

b) Déterminer le rang de AB .

2. On se place dans le cas général où $A \in \mathcal{M}_{n,p}(\mathbb{R})$ et $B \in \mathcal{M}_{p,n}(\mathbb{R})$.

a) Soit $\lambda \in \mathbb{R}^*$. On considère les applications linéaires :

$\varphi : \text{Ker}(AB - \lambda I_n) \rightarrow \mathbb{R}^p$ et $\psi : \text{Ker}(BA - \lambda I_p) \rightarrow \mathbb{R}^n$ définies par $\varphi(x) = Bx$ et $\psi(y) = Ay$.

Montrer que $\text{Im}(\varphi) \subseteq \text{Ker}(BA - \lambda I_p)$ et que $\text{Im}(\psi) \subseteq \text{Ker}(AB - \lambda I_n)$.

b) En déduire que pour tout $\lambda \in \mathbb{R}^*$, on a

$$\dim(\text{Ker}(AB - \lambda I_n)) = \dim(\text{Ker}(BA - \lambda I_p))$$

c) Justifier l'égalité $\text{Spec}_{\mathbb{C}}(AB) \setminus \{0\} = \text{Sp}_{\mathbb{C}}(BA) \setminus \{0\}$ (on rappelle que $\text{Sp}_{\mathbb{C}}(M)$ désigne l'ensemble des valeurs propres de la matrice M).

d) On considère les matrices $M = I_n + AB$ et $N = I_p + BA$. On suppose que N est inversible, montrer alors que M est aussi inversible.

Vérifier que si $x \in \mathbb{R}^n$ est solution de l'équation $x = M^{-1}y$ où $y \in \mathbb{R}^n$, alors on a $By = NBx$. En déduire que $M^{-1} = I_n - AN^{-1}B$.

3. On revient au cas particulier des matrices A et B données dans la question 1.

a) Trouver les valeurs propres de la matrice AB . Est-elle diagonalisable ?

b) Justifier l'inversibilité de la matrice $M = I_n + AB$ et déterminer son inverse.

Solution :

1. a) On a : $AB = \begin{pmatrix} 4 & -4 & 2 \\ 1 & 0 & 1 \\ -2 & 4 & 0 \end{pmatrix}$ et $BA = 2I_2$.

b) On voit immédiatement que $\text{Im}(AB) \subseteq \text{Im}(A)$, d'où

$$\text{rg}(AB) = \dim(\text{Im}(AB)) \leq \dim(\text{Im} A) = \text{rg}(A)$$

c) Comme on a trivialement $\text{rg}(A) = 2$, il vient $\text{rg}(AB) \leq 2$ avec a). Les colonnes de AB ne sont pas proportionnelles, on a donc $\text{rg}(AB) = 2$.

2. a) Soit $\lambda \in \mathbb{R}^*$. Si $z = \varphi(x) = Bx$ avec $x \in \text{Ker}(AB - \lambda I_n)$, on a $ABx - \lambda x = 0$, d'où $BAz - \lambda z = BABx - \lambda Bx = B(ABx - \lambda x) = 0$. On trouve donc bien $\text{Im}(\varphi) \subseteq \text{Ker}(BA - \lambda I_p)$.

On prouve de façon analogue que $\text{Im}(\psi) \subseteq \text{Ker}(AB - \lambda I_n)$.

b) Soit $\lambda \in \mathbb{R}^*$, en appliquant le théorème du rang à l'application linéaire φ , on obtient

$$\dim(\text{Ker}(AB - \lambda I_n)) = \dim(\text{Ker} \varphi) + \dim(\text{Im}(\varphi))$$

Examinons $\text{Ker} \varphi$: si $0 = \varphi(x) = Bx$, alors on a $0 = \lambda x - ABx = \lambda x$ puisque $x \in \text{Ker}(AB - \lambda I_n)$, et par suite φ est injective car $\lambda \neq 0$.

D'où $\dim(\text{Ker}(AB - \lambda I_n)) = \dim(\text{Im}(\varphi)) \leq \dim(\text{Ker}(BA - \lambda I_p))$ d'après a).

Avec la même méthode, en utilisant cette fois l'application linéaire ψ , on montre que $\dim(\text{Ker}(BA - \lambda I_p)) \leq \dim(\text{Ker}(AB - \lambda I_n))$. D'où l'égalité souhaitée.

Si $\lambda \in \text{Sp}(AB) \setminus \{0\}$, alors on peut se servir de l'égalité précédente puisque $\lambda \neq 0$ et par suite $\lambda \in \text{Sp}(BA) \setminus \{0\}$.

En échangeant les rôles de A et B , on obtient l'inclusion inverse, d'où :

$$\text{Sp}(AB) \setminus \{0\} = \text{Sp}(BA) \setminus \{0\}$$

c) Dire que N est inversible revient à dire que $-1 \notin \text{Sp}(BA) \setminus \{0\} = \text{Sp}(AB) \setminus \{0\}$ d'après la question précédente, et par suite $M = I + AB$ est inversible.

Si $x = M^{-1}y$, on a $ABx + x = y$, d'où $Bx = BABx + Bx = NBx$.

Par conséquent on a $Bx = N^{-1}By$ et en reportant dans la deuxième équation on obtient $AN^{-1}By + x = y$.

On en déduit que $M^{-1} = I_n - AN^{-1}B$.

3. a) On a vu au cours de la première question que $BA = 2I_2$.

On a donc $\{2\} = \text{Sp}(BA) \setminus \{0\} = \text{Sp}(AB) \setminus \{0\}$. De plus, d'après 1) c) on a $\text{rg}(AB) = 2$, donc $0 \in \text{Sp}(AB)$. On aboutit finalement à $\text{Sp}(AB) = \{0, 2\}$.

Avec 2. b), il vient $\dim(\text{Ker}(AB - 2I_3)) = \dim(\text{Ker}(BA - 2I_2)) = 2$. La somme des dimensions des sous-espaces propres de AB est donc 3, par conséquent la matrice AB est diagonalisable.

b) On voit que $-1 \notin \text{Sp}(BA) = \{2\}$, il découle de 2. c) que M est inversible et que

$$M^{-1} = I_3 - A\left(\frac{1}{3}I_2\right)B = I_3 - \frac{1}{3}AB.$$

$$\text{D'où : } M^{-1} = \begin{pmatrix} -\frac{1}{3} & \frac{4}{3} & -\frac{2}{3} \\ -\frac{1}{3} & 1 & -\frac{1}{3} \\ \frac{2}{3} & -\frac{4}{3} & 1 \end{pmatrix}.$$

Exercice 2.05.

$GL_n(\mathbb{R})$ désigne l'ensemble des matrices inversibles de $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$, $\mathcal{S}_n(\mathbb{R})$ l'ensemble des matrices symétriques de $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ et $\mathcal{O}_n(\mathbb{R})$ l'ensemble des matrices orthogonales de $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$.

Une matrice S de $\mathcal{S}_n(\mathbb{R})$ est dite positive si :

$$\forall X \in \mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{R}), {}^tXSX \geq 0,$$

et définie positive si :

$$\forall X \in \mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{R}) \setminus \{0\}, {}^tXSX > 0.$$

On note $\mathcal{S}_n^+(\mathbb{R})$ l'ensemble des matrices symétriques réelles positives d'ordre n et $\mathcal{S}_n^{++}(\mathbb{R})$ l'ensemble des matrices symétriques réelles définies positives d'ordre n .

1. Soit $S \in \mathcal{S}_n(\mathbb{R})$. Montrer que $S \in \mathcal{S}_n^{++}(\mathbb{R})$ si et seulement si toutes ses valeurs propres sont strictement positives.

2. Soit $M \in GL_n(\mathbb{R})$. On souhaite montrer l'existence de R orthogonale et S symétrique définie positive telle que $M = RS$.

- Montrer que la matrice tMM est symétrique définie positive.
- En déduire qu'il existe $S \in \mathcal{S}_n^{++}(\mathbb{R})$ telle que ${}^tMM = S^2$.
- Montrer que S est inversible et que MS^{-1} est orthogonale.
- Conclure.

Dans la suite de cet exercice, on admettra l'unicité d'une telle factorisation.

3. Soit $\Sigma \in \mathcal{S}_n^+(\mathbb{R})$. Soit P une matrice orthogonale telle que $D = P^{-1}\Sigma P$ soit diagonale. On note $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$ les coefficients diagonaux de D .

Soit $Q \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})$.

- Montrer que $\text{tr}(\Sigma) = \sum_{i=1}^n \lambda_i$.

b) Montrer qu'il existe une matrice orthogonale Q_1 telle que $\text{tr}(Q\Sigma) = \text{tr}(Q_1D)$ et en déduire :

$$\text{tr}(Q\Sigma) \leq \text{tr}(\Sigma).$$

- Montrer que $\sup_{Q \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})} \{\text{tr}(Q\Sigma)\} = \text{tr}(\Sigma)$.

Solution :

1. Soit $S \in \mathcal{S}_n(\mathbb{R})$. La matrice S est diagonalisable via une matrice orthogonale P . Notons $\lambda_1, \dots, \lambda_n$ les coefficients diagonaux d'une telle réduite diagonale. On raisonne ensuite par double implication.

(\Rightarrow) On suppose que $S \in \mathcal{S}_n^{++}(\mathbb{R})$. Soit $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$ et X_i un vecteur propre associé à la valeur propre λ_i . Alors, ${}^tX_iSX_i = \lambda_i\|X_i\|^2 > 0$. Ainsi, $\lambda_i > 0$.

(\Leftarrow) Soit $X \in \mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{R})$ non nul et (X_1, \dots, X_n) une base orthonormée de vecteurs propres. Il existe $(\mu_1, \dots, \mu_n) \in \mathbb{R}^n$ tel que $X = \sum_{i=1}^n \mu_i X_i$. Alors,

$${}^tX S X = \sum_{1 \leq i, j \leq n} \mu_i \mu_j {}^tX_i S X_j = \sum_{1 \leq i, j \leq n} \mu_i \mu_j \lambda_j {}^tX_i X_j = \sum_{i=1}^n \mu_i^2 \lambda_i \|X_i\|^2 > 0.$$

Ce qui termine la question.

2. a) Soit $M \in GL_n(\mathbb{R})$. D'après les propriétés de la transposition, tMM est symétrique. Soit $X \in \mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{R})$ non nul. Alors, ${}^tX {}^tMM X = {}^tM X M X = \|M X\|^2$.

Or, comme M est inversible et X est non nul, alors $M X$ est non nul et $\|M X\|^2 > 0$.

Ainsi, $M \in GL_n(\mathbb{R})$ entraîne que ${}^tMM \in \mathcal{S}_n^{++}(\mathbb{R})$.

b) D'après la question 1, il existe $\lambda_1, \dots, \lambda_n$ des réels strictement positifs et P une matrice orthogonale telle que, en notant $D = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_n)$, ${}^tMM = P D {}^tP$.

Alors, en posant $\tilde{D} = \text{diag}(\sqrt{\lambda_1}, \dots, \sqrt{\lambda_n})$ qui est bien définie d'après la question 1 et $S = P \tilde{D} {}^tP$, on obtient bien, toujours d'après la question 1 :

$$S \in \mathcal{S}_n^{++}(\mathbb{R}) \text{ et } {}^tMM = S^2$$

c) Comme les éléments diagonaux de \tilde{D} sont non nuls, en posant :

$$T = P \text{diag}(\lambda_1^{-1/2}, \dots, \lambda_n^{-1/2}) {}^tP,$$

on a $T S = S T = I_n$ et S est inversible. Puis,

$${}^t(M S^{-1}) M S^{-1} = ({}^tS)^{-1} {}^tM M S = S^{-1} S^2 S = I_n$$

et $M S^{-1} \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})$.

d) Finalement, pour toute matrice $M \in GL_n(\mathbb{R})$, il existe $S \in \mathcal{S}_n^{++}(\mathbb{R})$ et $R \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})$ telles que $M = R S$.

3. a) Comme la trace est invariante par changement de base, $\text{tr} \Sigma = \text{tr} D = \sum_{i=1}^n \lambda_i$.

b) Comme Σ est symétrique réelle, elle est diagonalisable et il existe $P \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})$ telle que $\Sigma = P D {}^tP$, avec D diagonale.

Alors,

$$\text{tr}(Q \Sigma) = \text{tr}(Q P D {}^tP) = \text{tr}({}^tP Q P D) = \text{tr}(Q_1 D)$$

où $Q_1 = {}^tP Q P$ appartient à $\mathcal{O}_n(\mathbb{R})$.

Ainsi, notons $Q_1 = (q_{i,j})_{1 \leq i, j \leq n}$. Alors,

$$\text{tr}(Q \Sigma) = \text{tr}(Q_1 D) = \sum_{i=1}^n \lambda_i q_{i,i}$$

Or, pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $\lambda_i \geq 0$. De plus, comme Q_1 est orthogonale, on a $\sum_{k=1}^n q_{i,k}^2 = 1$ et $|q_{i,i}| \leq 1$.

Ainsi, $\text{tr}(Q \Sigma) \leq \text{tr}(\Sigma)$.

c) D'après la question 3. b), pour toute matrice $Q \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})$, $\text{tr}(Q \Sigma) \leq \text{tr}(\Sigma)$, cette inégalité étant une égalité lorsque $Q = I_n$. Ainsi :

$$\sup_{Q \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})} \text{tr}(Q \Sigma) = \max_{Q \in \mathcal{O}_n(\mathbb{R})} \text{tr}(Q \Sigma) = \text{tr}(\Sigma)$$

Exercice 2.06.

Soient m , n et p trois entiers naturels avec p **impair** et $m \geq 2$. Soient A et B deux matrices de $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ à coefficients **entiers** telles que A soit symétrique, et

$$A = I_n + mB \text{ et } A^p = I_n.$$

1. Soit $(u_k)_{k \in \mathbb{N}}$ une suite d'entiers telle que $(u_k)_k$ converge. Montrer que $(u_k)_k$ est constante à partir d'un certain rang.
2. Soit $\omega = e^{\frac{2i\pi}{p}}$. Montrer que $\omega^p = 1$, puis en déduire l'ensemble \mathcal{R} des racines du polynôme $X^p - 1$.
3. Montrer que si λ est une valeur propre de A , alors $\lambda \in \mathcal{R}$.
4. a) Montrer que B est diagonalisable et que ses valeurs propres sont toutes de module strictement inférieur à 1.
 b) En notant, pour tout entier naturel k , $B^k = (b_{i,j}^{(k)})_{1 \leq i,j \leq n}$, montrer que l'on a :

$$\lim_{k \rightarrow +\infty} b_{i,j}^{(k)} = 0.$$

 c) En déduire que $A = I_n$.

Solution :

1. Soit ℓ la limite de la suite (u_n) . Il existe un réel n_0 tel que pour tout $n \geq n_0$, $|u_n - \ell| \leq \frac{1}{3}$. Soit $n \geq n_0$. Alors, $|u_{n+1} - u_n| \leq |u_{n+1} - \ell| + |u_n - \ell| \leq \frac{2}{3} < 1$. Ainsi, comme u_n et u_{n+1} sont entiers, alors $u_n = u_{n+1}$ et $(u_n)_n$ est constante à partir du rang n_0 .
2. D'après les propriétés des nombres complexes, $\omega^p = 1$. De plus, pour tout $k \in \llbracket 0, p-1 \rrbracket$, $\omega^{kp} = 1$. Ainsi, les nombres complexes $\{\omega^k, k \in \llbracket 0, p-1 \rrbracket\}$ sont distincts deux à deux et racines du polynôme $X^p - 1$ de degré p , donc ce sont ses seules racines.
3. Comme $A^p = I_n$, toute valeur propre de A satisfait $\lambda^p = 1$, donc appartient à \mathcal{R} .
4. Comme A est symétrique réelle, elle est diagonalisable. De plus, en notant $A = PDP^{-1}$ alors $B = P \frac{1}{m} (D - I) P^{-1}$. Soit μ une valeur propre de B . Il existe $k \in \llbracket 0, p-1 \rrbracket$ tel que $\mu = \frac{\omega^k - 1}{m}$. Ainsi, si $k = 0$, alors $\mu = 0$. Sinon, ω^k et 1 ne sont pas colinéaires (p impair) et d'après l'inégalité triangulaire,

$$|\mu| = \frac{|\omega^k - 1|}{m} < \frac{2}{m} \leq 1$$

- a) D'après la question précédente, $B^k = P \left(\frac{D - I}{m} \right)^n P^{-1}$ et $b_{i,j}^{(k)}$ est une combinaison linéaire des (μ_i^k) . Ainsi, $\lim_{k \rightarrow \infty} b_{i,j}^{(k)} = 0$.
- b) D'après la question précédente, comme B est à coefficients entiers, il existe k_0 tel que $B^{k_0} = 0_n$. Ainsi, B est diagonalisable et nilpotente donc c'est la matrice nulle et $A = I_n$.

Exercice 2.07.

Dans cet exercice, A désigne une matrice de $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ avec $n \geq 2$.

1. a) Montrer que A admet au moins une valeur propre complexe, c'est-à-dire que l'ensemble des valeurs propres de A n'est pas vide et qu'il existe un polynôme annulateur de A tel que ses racines soient exactement les valeurs propres de A . Un tel polynôme est noté m_A et on admet que l'on peut choisir m_A à coefficients réels.

b) Montrer que si m_A est de degré impair, A admet au moins une valeur propre réelle.

On suppose désormais que m_A est de degré pair $2p$ et que les valeurs propres de A sont toutes complexes non réelles.

2. Existe-t-il une droite de \mathbb{R}^n stable par l'endomorphisme canoniquement associé à A ?

3. Soit $\lambda \in \mathbb{C} \setminus \mathbb{R}$ une valeur propre de A . Montrer que $\bar{\lambda}$ (conjugué de λ) est également valeur propre de A et que les sous-espaces propres associés à λ et $\bar{\lambda}$ sont de même dimension.

4. Soit X un vecteur colonne propre de A associé à λ . En considérant les vecteurs Y et Z réels qui sont respectivement la partie réelle de X et la partie imaginaire de X , montrer qu'il existe un plan P de \mathbb{R}^n stable par l'endomorphisme canoniquement associé à A .

Solution :

On note f l'endomorphisme canoniquement associé à la matrice A . Le polynôme m_A sera aussi noté m_f .

1. a) L'endomorphisme f admet un polynôme annulateur réel car la famille

$$(Id, f, f^2, \dots, f^{n^2})$$

est de cardinal $n^2 + 1$ donc liée. Les valeurs propres de f sont incluses dans l'ensemble des racines de tout polynôme annulateur.

On factorise ce polynôme sur \mathbb{C} par le théorème de d'Alembert-Gauss, soit :

$$P(X) = \prod_{i=1}^p (X - \lambda_i)^{m_i}$$

Supposons que λ_p ne soit pas valeur propre de f . Alors l'endomorphisme $f - \lambda_p Id$ est inversible ainsi que $(f - \lambda_p Id)^{m_p}$. On peut ainsi composer à droite par l'inverse de $(f - \lambda_p Id)^{m_p}$ et on obtient encore un polynôme annulateur après avoir supprimé une racine qui n'est pas valeur propre.

En recommençant ce processus, on récupère le polynôme m_f . En effet on ne peut épuiser ainsi toutes les racines de P car alors on aurait $Id = 0$.

b) Le polynôme m_f est réel et de degré impair. Il admet au moins une racine réelle (théorème des valeurs intermédiaires), donc il existe une valeur propre réelle et si X est un vecteur propre associé, la droite vectorielle engendrée par X est une droite stable.

2. Si f admet une droite stable, et si X est une base de cette droite, alors $f(X) = aX$ et a est valeur propre réelle de f . Ainsi f n'admet pas de droite stable.

3. Soit X un vecteur colonne propre complexe de A associé à λ . On a $AX = \lambda X$. En passant au conjugué, A étant réelle, il vient $A\bar{X} = \bar{\lambda}\bar{X}$. Ainsi $\bar{\lambda}$ est valeur propre de A associée au vecteur colonne propre \bar{X} .

On a également la réciproque (immédiat).

On montre enfin que (X_1, \dots, X_q) est une base du sous-espace propre E_λ , si et seulement si $(\bar{X}_1, \dots, \bar{X}_q)$ est une base du sous-espace propre $E_{\bar{\lambda}}$.

4. On a $Y = \frac{X + \bar{X}}{2}$ et $Z = \frac{X - \bar{X}}{2i}$. Ce sont des vecteurs colonnes réels.

Soient a, b réels tels que $aY + bZ = 0$. Alors $(a - ib)X + (a + ib)\bar{X} = 0$ ce qui entraîne que $a = b = 0$.

Ainsi la famille (Y, Z) est libre et engendre un plan vectoriel.

Montrons que ce plan est stable par A .

On pose $\lambda = a + ib$, avec $b \neq 0$. Il vient

$$\begin{aligned} AY &= \frac{AX + A\bar{X}}{2} = \frac{1}{2} ((a + ib)X + (a - ib)\bar{X}) \\ &= \frac{1}{2} ((a + ib)(Y + iZ) + (a - ib)(Y - iZ)) \\ &= aY - bZ \end{aligned}$$

et

$$\begin{aligned} AZ &= \frac{AX - A\bar{X}}{2i} = \frac{1}{2i} ((a + ib)X - (a - ib)\bar{X}) \\ &= \frac{1}{2i} ((a + ib)(Y + iZ) - (a - ib)(Y - iZ)) \\ &= bY + aZ \end{aligned}$$

Le plan $\text{Vect}(Y, Z)$ est bien stable.

Exercice 2.08.

Dans cet exercice, n est un entier tel que $n \geq 2$ et $E = \mathbb{R}^n$ est muni de son produit scalaire canonique. On confondra les vecteurs de E et les matrices colonnes de $\mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{R})$ ainsi que les endomorphismes de E avec les matrices de $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$.

1. Soit A une matrice de $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$. On suppose que F est un sous-espace vectoriel de \mathbb{R}^n stable par A . Montrer que F^\perp est stable par la transposée tA de A .

2. On appelle hyperplan de E tout sous-espace vectoriel H de E de dimension $n - 1$.

Montrer que les hyperplans de E stables par A sont déterminés par les vecteurs propres de tA .

3. On suppose la matrice A diagonalisable. Montrer qu'il existe n hyperplans H_1, \dots, H_n stables par A tels que $\bigcap_{i=1}^n H_i = \{0\}$.

4. Réciproquement, on suppose qu'il existe n hyperplans H_1, \dots, H_n stables par A tels que $\bigcap_{i=1}^n H_i = \{0\}$. La matrice A est-elle diagonalisable?

Solution :

1. Soit $Y \in F^\perp$. On a ${}^tXY = 0$, pour tout $X \in F$. Et ${}^tX{}^tAY = {}^t(AX)Y = 0$ puisque $AX \in F$.

2. Soit H un hyperplan de E stable par A . La question précédente montre que H^\perp est une droite stable par tA .

Or une droite stable est engendrée par un vecteur propre puisque si X engendre la droite stable D , alors $AX \in D \Rightarrow AX = \lambda X$. La réciproque de cette proposition est immédiate.

Réciproquement, si D est une droite stable de tA , cette droite est engendrée par un vecteur propre X de tA et D^\perp est un hyperplan stable par ${}^t({}^tA) = A$.

3. Notons (X_1, \dots, X_n) une base de vecteurs propres de A , $D_i = \text{Vect}(X_i)$ et $H_i = D_i^\perp$. On a ainsi défini n hyperplans. Chacun est stable par tA .

Soit $X \in \bigcap_{i=1}^n H_i$. Alors ${}^tAX \in \bigcap_{i=1}^n H_i$, donc ${}^tAX \in H_i$ pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$ et $AX \in H_i^\perp = D_i$, pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, ce qui est impossible puisque les D_i sont supplémentaires. Donc $X = 0$.

4. Réciproquement, on suppose qu'il existe n hyperplans H_1, \dots, H_n stables par A tels que $\bigcap_{i=1}^n H_i = \{0\}$. Alors, il existe n droites D_1, \dots, D_n stables par tA , chacune de base X_1, \dots, X_n .

Chacun de ces vecteurs est un vecteur propre de tA , et cette famille est libre. En effet, supposons par exemple que $X_n \in \text{Vect}(X_1, \dots, X_{n-1})$.

Soit $Y \in \bigcap_{i=1}^n H_i$.

Alors Y est orthogonal à X_1, X_2, \dots, X_{n-1} et X_n donc à $\text{Vect}(X_1, \dots, X_{n-1})$ qui est un sous-espace de E de dimension inférieure ou égale à $n - 1$. Il suffit de prendre $Y \in [\text{Vect}(X_1, \dots, X_{n-1})]^\perp$ pour obtenir une contradiction à $\bigcap_{i=1}^n H_i = \{0\}$.

On a ainsi obtenu que la matrice tA est diagonalisable et donc que A est également diagonalisable.

Exercice 2.09.

Dans cet exercice, $E = \mathbb{R}[X]$ est l'espace vectoriel des polynômes à coefficients réels. On définit une application T sur E , par :

$$\forall P \in E, T(P)(X) = (3X + 8)P(X) - X(5 - X)P'(X) + X^2(1 - X)P''(X)$$

où P' et P'' représentent respectivement la dérivée première et la dérivée seconde de P .

1. a) Montrer que l'application T est un endomorphisme de E .

b) Pour quelles valeurs de n , le sous-espace $\mathbb{R}_n[X]$ est-il stable par T ?

c) L'application T est-elle surjective sur E ?

2. Soit P un polynôme propre de T , c'est-à-dire un polynôme P non nul tel que la famille $(P, T(P))$ soit liée.

a) Que peut valoir le degré de P ?

b) Montrer que les polynômes propres de T appartiennent à un sous-espace F de E de dimension finie et que la restriction de T à F induit un endomorphisme de F , que l'on note encore T .

3. a) Déterminer tous les couples $(\lambda, P) \in \mathbb{R} \times E$ tels que $T(P) = \lambda P$.

b) L'application T est-elle injective ?

Solution :

1. a) L'application T est linéaire par distributivité du produit sur l'addition et linéarité de la dérivation.

b) Supposons que $P(X) = a_n X^n + \dots$, avec $a_n \neq 0$. On détermine alors le coefficient dominant de $T(P)$:

$$T(P)(X) = X^{n+1}(3a_n + na_n - n(n-1)a_n) + \dots = a_n(-n^2 + 2n + 3)X^{n+1} + \dots$$

Ainsi $\deg(T(P)) = n+1$ sauf si $n = 3$ (l'autre racine est négative), donc seul $\mathbb{R}_3[X]$ est stable par T .

Si $P = aX^3 + bX^2 + cX + d$, alors :

$$T(P) = (3X + 8)(aX^3 + bX^2 + cX + d)$$

$$-X(5 - X)(3aX^2 + 2bX + c) + X^2(1 - X)(6aX + 2b)$$

c) L'application T ne peut être surjective, puisque les degrés 0 et 4 ne sont pas atteints. (Il suffit de construire la liste des degrés obtenus)

2. On vérifie que $T(1) = 3X + 8$ et $T(X) = 4X^2 + 3X$. Les polynômes de degré supérieur ou égal à 2 rentrent dans le cadre précédent. Ainsi un polynôme propre appartient obligatoirement à $\mathbb{R}_3[X]$ par la question précédente.

Le sous espace vectoriel $\mathbb{R}_3[X]$ est stable par T (on l'a vérifié ci dessus).

3. a) On écrit la matrice de l'induit par T dans la base canonique de $\mathbb{R}_3[X]$, soit

$$A = \begin{pmatrix} 8 & 0 & 0 & 0 \\ 3 & 3 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 3 & -1 \end{pmatrix}$$

C'est une matrice triangulaire inférieure : ses valeurs propres sont les éléments diagonaux, soit $\{-1, 0, 3, 8\}$.

La matrice A est diagonalisable et chaque sous-espace propre est de dimension 1.

- le polynôme X^3 est associé à la valeur propre -1
- le polynôme $3X^3 + X^2$ est associé à la valeur propre 0 (lien entre les deux dernières colonnes)
- le polynôme $3X^3 + 4X^2 + 3X$ est associé à la valeur propre 3
- le polynôme $10 + 6X + 3X^2 + X^3$ est associé à la valeur propre 8

b) L'application T n'est pas injective car 0 est valeur propre de T .

Exercice 2.10.

Soit E un \mathbb{R} -espace vectoriel de dimension finie et f un endomorphisme de E diagonalisable. On note $\{\lambda_1, \dots, \lambda_p\}$ l'ensemble de ses valeurs propres et E_1, \dots, E_p les sous-espaces propres associés.

Soit F un sous-espace vectoriel de E stable par f , tel que $F \neq \{0\}$ et $F \neq E$. Soit x un vecteur de F .

1. Montrer qu'il existe un unique p -uplet $(x_1, \dots, x_p) \in E_1 \times \dots \times E_p$ tel que $x = x_1 + \dots + x_p$.
2. On suppose désormais $x \neq 0$. Montrer que, quitte à modifier l'ordre, on peut supposer qu'il existe $r \in \llbracket 1, p \rrbracket$ tel que $x_i = 0$, pour $i > r$ et $x_i \neq 0$, pour $i \leq r$. On a alors $x = x_1 + \dots + x_r$. On note V_x le sous-espace vectoriel engendré par (x_1, \dots, x_r) .
3. a) Montrer que (x_1, \dots, x_r) est une base de V_x .
 b) Montrer que pour tout $j \geq 0$, $f^j(x) \in V_x$.
 c) Déterminer la matrice A de la famille $(x, f(x), \dots, f^{r-1}(x))$ dans la base (x_1, \dots, x_r) de V_x .

Notons C_1, \dots, C_r les colonnes de A et $\alpha_1, \dots, \alpha_r$ des réels tels que $\sum_{j=1}^r \alpha_j C_j = 0$. Montrer

que le polynôme $P = \sum_{j=1}^r \alpha_j X^{j-1}$ est le polynôme nul. En déduire que A est inversible.

- d) Montrer que pour tout $i \in \llbracket 1, p \rrbracket$, $x_i \in F$, puis que $F = \bigoplus_{i=1}^p (F \cap E_i)$.

4. Réciproquement, montrer que $\bigoplus_{i=1}^p (F \cap E_i)$ est un sous-espace de E stable par f .

5. Soit g un endomorphisme de E , diagonalisable et commutant avec f (*i.e.* tel que $f \circ g = g \circ f$). Montrer qu'il existe une base de E formée de vecteurs propres communs à f et g .

Solution :

1. L'endomorphisme f est diagonalisable et $E = \bigoplus_{i=1}^p E_i$. Ainsi, pour tout $x \in F$, il existe un unique p -uplet $(x_1, \dots, x_p) \in E_1 \times \dots \times E_p$ tel que $x = x_1 + \dots + x_p$.

2. Certains des vecteurs x_i peuvent être nuls, mais pas tous si $x \neq 0$. Quitte à réordonner les sous-espaces propres, on peut supposer que les x_i non nuls sont les r premiers.

3. a) La famille (x_1, \dots, x_r) est génératrice de V_x , elle est formée de vecteurs propres de f associés à des valeurs propres distinctes : elle est donc libre.

b) Pour la même raison, pour tout $j \geq 0$, $f^j(x) = \sum_{i=1}^r \lambda_i^j x_i \in V_x$.

c) La matrice de la famille $(x, f(x), \dots, f^{r-1}(x))$ dans la base (x_1, \dots, x_r) est la matrice de Vandermonde

$$A = \begin{pmatrix} 1 & \lambda_1 & \dots & \lambda_1^{r-1} \\ 1 & \lambda_2 & \dots & \lambda_2^{r-1} \\ \vdots & & & \vdots \\ 1 & \lambda_r & \dots & \lambda_r^{r-1} \end{pmatrix}$$

$\sum_{j=1}^r \alpha_j C_j = 0$, donne en regardant coefficient par coefficient : $\forall i \in \llbracket 1, r \rrbracket, P(\lambda_i) = 0$. Ainsi le polynôme P , qui est de degré inférieur ou égal à $r - 1$ admet r racines distinctes, donc est le polynôme nul. Cela prouve que A est inversible.

Ainsi la matrice A est la matrice de passage d'une base à une famille libre, donc ici une base.

d) En écrivant chaque vecteur de la base (x_1, \dots, x_r) dans cette nouvelle base, on obtient que $x_i \in F$, comme combinaison linéaire de la famille $(x, f(x), \dots, f^{r-1}(x))$.

Donc $x \in \bigoplus_{i=1}^p (F \cap E_i)$ et $F \subset \bigoplus_{i=1}^p (F \cap E_i)$. L'inclusion contraire est banale d'où le résultat.

4. La réciproque est évidente car des sous-espaces propres sont toujours stables. On vient ainsi de caractériser la forme des sous-espaces vectoriels de E stables par f .

5. Comme g est diagonalisable, on a $E = \bigoplus_{k=1}^q F_k$, où F_k est le sous-espace propre de g associé à la valeur propre μ_k .

Or, comme f et g commutent, chaque F_k est stable par f . Donc $F_k = \bigoplus_{i=1}^p (F_k \cap E_i)$.

Une base de $F_k \cap E_i$ est formée de vecteurs propres communs à f et g . Comme $E = \bigoplus_{k=1}^q F_k$, on obtient une base de E formée de vecteurs propres communs à f et g .

Exercice 2.11.

Soit (M_n) une suite de matrices de $\mathcal{M}_p(\mathbb{R})$.

Pour tout entier $n \in \mathbb{N}$, on note $M_n = (m_{i,j}(n))_{1 \leq i,j \leq p}$. On dit que la suite (M_n) est convergente si pour tout couple $(i, j) \in \llbracket 1, p \rrbracket^2$, la suite $(m_{i,j}(n))$ converge vers une limite réelle notée $m_{i,j}$.

On pose alors $M = [m_{i,j}]_{1 \leq i,j \leq p}$, on dit que la suite (M_n) converge vers M et on écrit $\lim_{n \rightarrow \infty} (M_n) = M$.

On admettra que si la suite (M_n) converge vers M et si P et Q sont deux matrices de $\mathcal{M}_p(\mathbb{R})$ dont les coefficients ne dépendent pas de n , alors $\lim_{n \rightarrow \infty} (PM_nQ) = PMQ$.

1. Soit A une matrice de $\mathcal{M}_p(\mathbb{R})$ diagonalisable. On note I_p la matrice identité de $\mathcal{M}_p(\mathbb{R})$.

a) Soit $x \in \mathbb{R}$. Calculer $\lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 + \frac{x}{n}\right)^n$.

b) Montrer que la suite de matrices $\left((I_p + \frac{1}{n} A)^n \right)_n$ converge. On note $E(A)$ sa limite.

c) Montrer que pour tout réel x , $E(xI_p + A) = e^x E(A)$.

Dans la suite, A et B sont deux matrices de $\mathcal{M}_p(\mathbb{R})$ diagonalisables et qui commutent ($AB = BA$). On note u et v les endomorphismes de \mathbb{R}^n canoniquement associés à A et B . On note $(\lambda_1, \dots, \lambda_r)$ les valeurs propres de u et (μ_1, \dots, μ_q) les valeurs propres de v .

2. On note $E_\lambda(u)$ le sous-espace propre de u associé à une valeur propre λ . Montrer que $E_\lambda(u)$ est stable par v .

Pour $i \in \llbracket 1, r \rrbracket$, on note alors v_i l'endomorphisme de $E_{\lambda_i}(u)$ induit par la restriction de v à $E_{\lambda_i}(u)$. L'objet de la question suivante est de montrer que v_i est diagonalisable.

3. Soit (x_1, \dots, x_n) une base de E constituée de vecteurs propres de v . On suppose que chaque vecteur x_j est écrit sous la forme

$$x_j = x_{1,j} + x_{2,j} + \dots + x_{r,j}, \text{ avec } x_{k,j} \in E_{\lambda_k}(u) \text{ pour tout } k \text{ de } \llbracket 1, r \rrbracket$$

a) Montrer que les vecteurs non nuls de la famille $(x_{k,1}, \dots, x_{k,p})$ sont des vecteurs propres de v et des vecteurs propres de u .

b) Montrer que cette famille est une famille génératrice de $E_{\lambda_k}(u)$.

c) En déduire que u et v admettent une base commune de vecteurs propres.

4. Montrer que $E(A + B) = E(A)E(B) = E(B)E(A)$.

Solution :

1. a) On montre classiquement que $\lim_{n \rightarrow +\infty} \left(1 + \frac{x}{n}\right)^n = e^x$.

b) Comme A est diagonalisable, il existe P inversible et $D = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_p)$ diagonale telles que $A = PDP^{-1}$. Ainsi pour tout $n \in \mathbb{N}^*$,

$$I + \frac{1}{n}A = P\left(I_p + \frac{1}{n}D\right)P^{-1} \text{ et } \left(I_p + \frac{1}{n}A\right)^n = P\left(I_p + \frac{1}{n}D\right)^n P^{-1}$$

avec $\left(I_p + \frac{1}{n}D\right)^n = \text{diag}\left(\left(1 + \frac{\lambda_1}{n}\right)^n, \dots, \left(1 + \frac{\lambda_p}{n}\right)^n\right)$.

Ainsi, en utilisant 1. a) et la propriété donnée dans l'énoncé, la suite $\left(\left(I_p + \frac{1}{n}A\right)^n\right)_n$ converge et sa limite vaut :

$$E(A) = P \text{diag}(e^{\lambda_1}, \dots, e^{\lambda_p}) P^{-1}$$

c) Soit x un réel. La matrice $A_x = xI_p + A$ reste diagonalisable et l'on a $A_x = PD_x P^{-1}$, où $D = \text{diag}(x + \lambda_1, \dots, x + \lambda_p)$

Le même raisonnement qu'à la question précédente montre que la suite $\left(\left(I_p + \frac{1}{n}A_x\right)^n\right)_n$ converge et que sa limite vaut

$$\begin{aligned} E(xI_p + A) &= P \text{diag}(e^{x+\lambda_1}, \dots, e^{x+\lambda_p}) P^{-1} = e^x P \text{diag}(e^{\lambda_1}, \dots, e^{\lambda_p}) P^{-1} \\ &= e^x E(A) \end{aligned}$$

2. Soit $x \in E_\lambda(u)$. Alors, $u(x) = \lambda x$. Comme u et v commutent, on obtient :

$$u(v(x)) = v(u(x)) = v(\lambda x) = \lambda v(x)$$

ce qui montre que $v(x) \in E_\lambda(u)$. Ainsi, $E_\lambda(u)$ est stable par v .

3. a) Par définition, les $x_{k,i}$ non nuls sont des vecteurs propres de u . Soit $j \in \llbracket 1, n \rrbracket$. On suppose que x_j est vecteur propre de v associé à la valeur propre μ_j . Alors,

$$\sum_{i=1}^p \mu_j x_{i,j} = \mu_j x_j = v(x_j) = v(x_{1,j}) + v(x_{2,j}) + \cdots + v(x_{p,j}) = \sum_{i=1}^p v(x_{i,j})$$

Or, d'après la question 2, chaque $v(x_{k,j})$ est dans $E_{\lambda_k}(u)$. Par unicité de la décomposition selon la somme directe, on a

$$\forall k \in \llbracket 1, p \rrbracket, v(x_{k,j}) = \mu_j x_{k,j},$$

les $x_{k,i}$ non nuls sont des vecteurs propres de v .

b) Soit $z \in E_{\lambda_k}(u)$. Le vecteur z se décompose sur la base (x_1, x_2, \dots, x_n) sous la forme $z = \sum_{i=1}^n \alpha_i x_i$. Donc

$$z = \sum_{i=1}^n \alpha_i \sum_{j=1}^p x_{i,j} = \sum_{j=1}^p \left(\sum_{i=1}^n \alpha_i x_{i,j} \right)$$

Mais $z \in E_{\lambda_k}(u)$. Donc $z = \sum_{i=1}^n \alpha_i x_{i,k}$.

c) De la famille génératrice de la question précédente, on peut extraire une base de $E_{\lambda_k}(u)$ par le théorème de la base incomplète. On obtient ainsi pour chaque sous-espace propre de u une base de vecteurs propres de v . En mettant ces bases bout à bout, on obtient une base de vecteurs propres commune à u et v .

4. Comme A et B sont diagonalisables avec la même matrice de passage P (question précédente), on peut écrire

$$\begin{aligned} E(A+B) &= P \operatorname{diag}(e^{\lambda_1+\mu_1}, \dots, e^{\lambda_p+\mu_p}) P^{-1} \\ &= P \operatorname{diag}(e^{\lambda_1}, \dots, e^{\lambda_p}) P^{-1} \times P \operatorname{diag}(e^{\mu_1}, \dots, e^{\mu_p}) P^{-1} \\ &= E(A)E(B) = E(B)E(A) \end{aligned}$$

Exercice 2.12.

On note $\mathbb{R}[X]$ l'espace vectoriel des polynômes à coefficients réels et pour tout entier naturel n , $\mathbb{R}_n[X]$ désigne l'espace vectoriel des polynômes de degré inférieur ou égal à n .

On pose $S_0 = 1$ et pour tout entier k non nul, on désigne par S_k le polynôme défini par :

$$S_k(X) = \prod_{i=0}^{k-1} (X - i)$$

1. a) Démontrer que, pour tout entier n , la famille $(S_k)_{0 \leq k \leq n}$ est une famille libre de $\mathbb{R}[X]$.

b) Soit m un entier naturel. Prouver que pour tout polynôme P de $\mathbb{R}_m[X]$, il existe un unique $(m+1)$ -uplet de réels $(a_k)_{0 \leq k \leq m}$ tel que $P = \sum_{k=0}^m a_k S_k$.

2. a) Pour tout entier naturel n et tout entier naturel k calculer $S_k(n)$.

b) Soit P un polynôme de $\mathbb{R}_m[X]$ écrit dans la base $(S_k)_{0 \leq k \leq m}$ sous la forme :

$$P = \sum_{k=0}^m a_k S_k.$$

i) Démontrer que pour tout entier $N \geq m$:

$$\sum_{n=0}^N \frac{P(n)}{n!} = \sum_{k=0}^m a_k \sum_{n=k}^N \frac{1}{(n-k)!}$$

ii) En déduire que la série $\sum_{n \geq 0} \frac{P(n)}{n!}$ converge et calculer sa somme en fonction des a_k , $k \in \llbracket 0, m \rrbracket$.

c) Soit p un entier naturel non nul.

Justifier la convergence de la série $\sum_{n \geq 0} \frac{n^2(n-1)(n-2) \cdots (n-p+1)}{n!}$ et calculer sa somme.

Solution :

1. a) Les éléments de la famille sont des polynômes de degrés échelonnés, la liberté en découle.

b) On sait que $\mathbb{R}_m[X]$ est un espace vectoriel de dimension $m+1$, contenant les $m+1$ polynômes S_k , $0 \leq k \leq m$. Comme ils forment une famille libre de $\mathbb{R}_m[X]$, c'est une base de cet espace et P s'y décompose de façon unique.

2. a) \star Si $n \geq k$, alors $S_k(n) = n(n-1) \cdots (n-k+1) = \frac{n!}{(n-k)!}$.

\star Si $n < k$, alors n est une racine de S_k , donc $S_k(n) = 0$.

b) Soit P un polynôme de $\mathbb{R}_m[X]$ écrit dans la base $(S_k)_{0 \leq k \leq m}$ sous la forme : $P = \sum_{k=0}^m a_k S_k$.

i) On a :

$$\sum_{n=0}^N \frac{P(n)}{n!} = \sum_{n=0}^N \sum_{k=0}^m a_k \frac{S_k(n)}{n!} = \sum_{k=0}^m a_k \sum_{n=0}^N \frac{S_k(n)}{n!} \quad (1)$$

Or $S_k(n) = 0$ si $n \leq k-1$, on en déduit :

$$\sum_{n=0}^N \frac{P(n)}{n!} = \sum_{k=0}^m a_k \sum_{n=k}^N \frac{S_k(n)}{n!} = \sum_{k=0}^m a_k \sum_{n=k}^N \frac{n!}{(n-k)!n!} = \sum_{k=0}^m a_k \sum_{n=k}^N \frac{1}{(n-k)!}$$

ii) On a : $\sum_{n=k}^N \frac{1}{(n-k)!} = \sum_{i=0}^{N-k} \frac{1}{i!} \xrightarrow{N \rightarrow \infty} e$

On déduit alors (m est fixé) la convergence de la série proposée, avec :

$$\sum_{n=0}^{\infty} \frac{P(n)}{n!} = e \sum_{k=0}^m a_k$$

c) On pose $P(X) = X^2(X-1) \cdots (X-p+1)$.

On a : $P(X) = X S_p = (X-p) S_p + p S_p = S_{p+1} + p S_p$.

Les coordonnées de P dans la base $(S_k)_{0 \leq k \leq p+1}$ de $\mathbb{R}_{p+1}[X]$ sont $(0, 0, \dots, 0, p, 1)$ donc la série $\sum_{n \geq 0} \frac{n^2(n-1)(n-2)\dots(n-p+1)}{n!}$ est convergente et :

$$\sum_{n=0}^{\infty} \frac{n^2(n-1)(n-2)\dots(n-p+1)}{n!} = (p+1)e$$

Exercice 2.13.

Soit $n \in \mathbb{N}^*$, on note I_n la matrice unité de $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$, qui est l'espace vectoriel des matrices carrées d'ordre n à coefficients réels. On identifie \mathbb{R}^n avec l'espace vectoriel $\mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{R})$ des matrices colonnes d'ordre n .

L'espace vectoriel euclidien \mathbb{R}^n est muni de son produit scalaire canonique :

$$\langle X, Y \rangle = {}^tXY$$

La norme euclidienne associée est notée $\|\cdot\|$. On note $(e_i)_{1 \leq i \leq n}$ la base canonique de \mathbb{R}^n .

Soit $A \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$, on note $R(A)$ la partie de \mathbb{R} définie par :

$$R(A) = \{ {}^tXAX, X \in \mathbb{R}^n, \|X\| = 1 \}$$

1. Trouver des éléments de $R(A)$ en prenant successivement pour X un vecteur propre normé de A , puis pour $1 \leq i \leq n$, le vecteur e_i .

2. Soient a et b deux réels de $R(A)$ tels que : $a < b$. On considère X_1 un vecteur normé de \mathbb{R}^n tel que ${}^tX_1AX_1 = a$ et X_2 un vecteur normé de \mathbb{R}^n tel que ${}^tX_2AX_2 = b$. Pour $\alpha \in [0, 1]$, on pose : $X_\alpha = \alpha X_1 + (1 - \alpha)X_2$

a) Montrer que pour tout $\alpha \in [0, 1]$, $X_\alpha \neq 0$.

b) Montrer que l'application :

$$\varphi : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}, \quad \alpha \mapsto \frac{{}^tX_\alpha AX_\alpha}{\|X_\alpha\|^2}$$

est continue.

c) En déduire que $R(A)$ est un intervalle de \mathbb{R} .

3. Soit Q une matrice orthogonale réelle, montrer que : $R(A) = R({}^tQAQ)$.

4. Dans cette question on prend $n = 2$.

a) Soit A une matrice symétrique de $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$ admettant 2 valeurs propres λ_1 et λ_2 . Justifier l'existence d'une matrice diagonale réelle D et d'une matrice orthogonale P telles que : $A = {}^tPDP$.

Déterminer $R(A)$ en fonction de λ_1 et λ_2 .

b) Soient A et B deux matrices symétriques de $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$ admettant respectivement pour valeurs propres $\lambda_1 \leq \lambda_2$ et $\mu_1 \leq \mu_2$, montrer que :

$$\text{tr}(AB) \leq \lambda_1\mu_1 + \lambda_2\mu_2$$

Solution :

1. Soit λ une valeur propre de A et X un vecteur colonne propre normé associé : ${}^tXAX = {}^tX\lambda X = \lambda$, donc $\text{Sp}(A) \subset R(A)$.

On a ${}^te_iAe_i = a_{i,i}$ donc $R(A)$ contient tous les éléments de la diagonale principale de A .

2. Soit $a < b$.

a) Par l'absurde : si $\alpha X_1 + (1 - \alpha)X_2 = 0$, alors

- si $\alpha = 0$ alors X_2 est nul, il n'est donc pas normé.
- sinon $X_1 = \frac{\alpha - 1}{\alpha}X_2$ et $\|X_1\| = 1$ entraîne $\alpha = \frac{1}{2}$

d'où : $X_2 = -X_1$ et ${}^tX_2AX_2 = {}^tX_1AX_1$ ce qui entraîne $a = b$: absurde.

Donc pour tout $\alpha \in [0, 1]$, $X_\alpha \neq 0$.

b) La fonction φ est une fonction rationnelle à dénominateur jamais nul : elle est bien continue sur $[0, 1]$.

c) Soient $a < b$ 2 réels de $R(A)$, on applique le théorème des valeurs intermédiaires à la fonction continue φ sur $[a, b] \subset [0, 1]$: soit $c \in [a, b]$, on a : $\varphi(0) = a$ et $\varphi(1) = b$ il existe donc $\alpha_0 \in [0, 1]$ tel que $\varphi(\alpha_0) = c$.

Soit le vecteur normé : $X = \frac{X_{\alpha_0}}{\|X_{\alpha_0}\|}$, on a : $\varphi(\alpha_0) = \frac{{}^tX_{\alpha_0}AX_{\alpha_0}}{\|X_{\alpha_0}\|^2} = {}^tXAX = c$. Donc $c \in R(A)$ ce qui prouve que $R(A)$ est un intervalle de \mathbb{R} .

3. Soit $a \in R({}^tQAQ)$. Il existe X un vecteur normé de \mathbb{R}^n , tel que : ${}^tX{}^tQAQX = a$, soit ${}^t(QX)A(QX) = a$. Or : $\|QX\|^2 = {}^t(QX)(QX) = {}^tX{}^tQQX = {}^tXX = \|X\|^2 = 1$ donc $a \in R(A)$.

On prouve l'autre inclusion de la même manière en écrivant A sous la forme : ${}^t({}^tQ)({}^tQAQ){}^tQ$.

Ainsi $X \in R(A) \implies {}^tX{}^t({}^tQ)({}^tQAQ){}^tQX = {}^t({}^tQX)({}^tQAQ){}^tQX$, avec

$$\|{}^tQX\|^2 = {}^t({}^tQX){}^tQX = {}^tXQ{}^tQX = {}^tXX = \|X\|^2 = 1$$

4. a) La matrice A est symétrique réelle donc diagonalisable sur \mathbb{R} dans une base orthonormée formée de vecteurs propres (théorème spectral). On suppose $\lambda_1 \leq \lambda_2$: il existe P orthogonale telle que $A = {}^tQPQ$ avec $D = \text{diag}(\lambda_1, \lambda_2)$.

D'après les questions 1.a et 2 on peut affirmer : $[\lambda_1, \lambda_2] \subseteq R(A)$.

Montrons que $R(A) \subseteq [\lambda_1, \lambda_2]$.

On a $R(A) = R(D)$ (question 3).

Soit X vecteur normé de \mathbb{R}^2 défini par ${}^tX = (x, y)$ avec $x^2 + y^2 = 1$.

Alors ${}^tXDX = \lambda_1x^2 + \lambda_2y^2 \geq \lambda_1(x^2 + y^2) = \lambda_1$, et ${}^tXD \leq \lambda_2(x^2 + y^2) = \lambda_2$ d'où

$$R(D) \subseteq [\lambda_1, \lambda_2] \implies R(A) \subseteq [\lambda_1, \lambda_2].$$

b) Le théorème spectral appliqué à B donne : $B = {}^tQ\Delta Q$ avec $\Delta = \text{diag}(\mu_1, \mu_2)$ et Q matrice de passage orthogonale. Ainsi

$$\text{tr}(AB) = \text{tr}(A{}^tQ\Delta Q) = \text{tr}(\Delta Q A {}^tQ)$$

si on note $QA{}^tQ = (\alpha_{ij})_{1 \leq i, j \leq 2}$ alors,

$$\text{tr}(AB) = \mu_1\alpha_{11} + \mu_2\alpha_{22} = \mu_1\lambda_1 + \mu_2\lambda_2 + \mu_1(\alpha_{11} - \lambda_1) + \mu_2(\alpha_{22} - \lambda_2)$$

$$= \mu_1 \lambda_1 + \mu_2 \lambda_2 + (\alpha_{11} - \lambda_1)(\mu_1 - \mu_2)$$

car $\alpha_{11} + \alpha_{22} = \text{tr}(QA^tQ) = \text{tr}({}^tQQA) = \text{tr}(A) = \lambda_1 + \lambda_2$.

Or $\lambda_1 \leq \alpha_{11}$ car $\alpha_{11} \in R(QA^tQ) = R(A) = Sp(A) = [\lambda_1, \lambda_2]$,

d'où le résultat demandé.

Exercice 2.14.

On note $\|\cdot\|$ la norme usuelle de l'espace euclidien \mathbb{R}^n .

Soit deux entiers r et n tels que $2 \leq r \leq n$ et A une matrice de $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ de rang r . On note f et g les deux endomorphismes de \mathbb{R}^n canoniquement associés à A et tAA .

1. a) Montrer que $\text{Ker}(f) = \text{Ker}(g)$ et $\text{rg}(A) = \text{rg}({}^tAA) = r$.

b) Montrer qu'il existe une matrice orthogonale P et une matrice diagonale réelle $D = \text{diag}(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n)$ telles que : ${}^tAA = PD^tP$.

c) Déterminer le signe des réels λ_i pour $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$.

d) Montrer que parmi les nombres $\lambda_1, \dots, \lambda_n$, il y a r nombres strictement positifs et $n - r$ nuls.

Dans la suite de l'exercice, on suppose que :

- $\forall i \in \llbracket 1, r \rrbracket, \lambda_i > 0$.
- $\forall i > r, \lambda_i = 0$.

On pose pour $i \in \llbracket 1, n \rrbracket, \sigma_i = \sqrt{\lambda_i}$.

2. a) Montrer qu'il existe une base $\mathcal{B}_1 = (X_i)_{1 \leq i \leq n}$ orthonormée de \mathbb{R}^n constituée de vecteurs propres de g avec pour tout $i \in \llbracket r + 1, n \rrbracket, X_i \in \text{Ker}(f)$.

b) On pose pour tout $i \in \llbracket 1, r \rrbracket, Y_i = \frac{1}{\sigma_i} AX_i$, montrer que la famille de vecteurs (Y_1, \dots, Y_r) est orthonormée. On complète cette famille en une base orthonormée de \mathbb{R}^n notée \mathcal{B}_2 .

c) Déterminer la matrice Δ de f dans les bases $\mathcal{B}_1, \mathcal{B}_2$ et en déduire l'existence de deux matrices orthogonales P_1 et P_2 telles que : $A = P_1 \text{diag}(\sigma_1, \dots, \sigma_r, 0, \dots, 0) P_2$.

3. Soit la matrice $A' = {}^tP_2 \text{diag}(\frac{1}{\sigma_1}, \dots, \frac{1}{\sigma_r}, 0, \dots, 0) {}^tP_1$.

a) Calculer AA' et montrer que l'endomorphisme h de \mathbb{R}^n canoniquement associé à AA' est le projecteur orthogonal sur $\text{Im}(f)$.

b) Soit $Y \in \mathbb{R}^n$ fixé. Montrer que la fonction $X \mapsto \|AX - Y\|$ atteint son minimum sur \mathbb{R}^n en $X_0 = A'Y$.

Solution :

1. a) $X \in \text{Ker}(A) \implies AX = 0 \implies {}^tAAX = 0$

$X \in \text{Ker}({}^tAA) \implies {}^tAAX = 0 \implies {}^tX({}^tAAX) = 0 \implies \|AX\|^2 = 0 \implies AX = 0$

Donc $\text{Ker}(A) = \text{Ker}({}^tAA)$ et par le théorème du rang : $\text{rg}(A) = \text{rg}({}^tAA)$

b) La matrice tAA est symétrique réelle. Le théorème spectral assure la diagonalisabilité de tAA dans une base orthonormale \mathcal{B}_d de vecteurs propres. Si on note $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$ les valeurs

propres de tAA , on pose $D = \text{diag}(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n)$ et P la matrice de passage entre les deux bases orthonormées \mathcal{B} et \mathcal{B}_d , P est orthogonale : $P^{-1} = {}^tP$ et ${}^tAA = PD{}^tP$

c) Soit X_i vecteur propre non nul de tAA ou de D associé à la valeur propre λ_i . On a :

$${}^tAA X_i = \lambda_i X_i \implies \|AX_i\|^2 = \lambda_i \|X_i\|^2$$

avec $\|X_i\| > 0$ car $X_i \neq 0$, d'où $\lambda_i = \frac{\|AX_i\|^2}{\|X_i\|^2} \geq 0$

d) On sait que $\text{rg}({}^tAA) = \text{rg}(D) = r$ donc r valeurs propres seulement sont non nulles. Quitte à les renommer, on peut prendre $\lambda_i > 0$ pour $1 \leq i \leq r$.

2. a) On prend pour \mathcal{B}_1 la base orthonormée \mathcal{B}_d de diagonalisation de g :

- $g(X_i) = \lambda_i X_i, 1 \leq i \leq n$
- $r + 1 \leq i \leq n, X_i \in \text{Ker}(g) = \text{Ker}(f)$. (q.1.a)

b) On a pour $1 \leq i, j \leq r$

$$\begin{aligned} \langle Y_i, Y_j \rangle &= \left\langle \frac{1}{\sigma_i} AX_i, \frac{1}{\sigma_j} AX_j \right\rangle = \frac{1}{\sigma_i \sigma_j} ({}^tX_i {}^tAA X_j) = \frac{1}{\sigma_i \sigma_j} ({}^tX_i \lambda_j X_j) \\ &= \frac{\sigma_j}{\sigma_i} \langle X_i, X_j \rangle = \delta_{ij} \end{aligned}$$

c) On a $(1 \leq i \leq r) \implies AX_i = \sigma_i Y_i$, puis $(r + 1 \leq i \leq n) \implies AX_i = 0$ car $\text{rg}(A) = r$.

D'où $\Delta = \text{diag}(\sigma_1, \dots, \sigma_r, 0, \dots, 0)$.

Soit $P_1 = P_{\mathcal{B}, \mathcal{B}_2}$ et $P_2 = P_{\mathcal{B}_d, \mathcal{B}}$.

Ces deux matrices de passage sont orthogonales (passage d'une base orthonormée à une base orthonormée) et vérifient : $A = P_1 \Delta P_2$

3. a) Alors $AA' = P_1 \text{diag}(1, \dots, 1, 0, \dots, 0) {}^tP_1$ (r 1 suivis de $n - r$ 0).

D'où : $AA'AA' = P_1 \text{diag}(1, \dots, 1, 0, \dots, 0) {}^tP_1 P_1 \text{diag}(1, \dots, 1, 0, \dots, 0) {}^tP_1$,

qui est égal à $P_1 \text{diag}(1, \dots, 1, 0, \dots, 0) {}^tP_1 = AA'$. Donc $(AA')^2 = AA'$.

De plus ${}^t(AA') = {}^tP_1 \text{diag}(1, \dots, 1, 0, \dots, 0) {}^tP_1 = AA'$, donc l'endomorphisme h associé est un projecteur orthogonal de rang r .

b) On sait que $\text{rg}(h) = \text{rg}(f)$ et $Y \in \text{Im}(h) \implies Y = AA'X = A(A'X)$ donc $\text{Im}(h) \subset \text{Im}(f)$ et donc $\text{Im}(h) = \text{Im}(f)$.

Ainsi h est-il le projecteur orthogonal sur $\text{Im}(f)$.

c) La distance de Y à un élément de $\text{Im}(f)$ est supérieure à la distance de Y à son projeté orthogonal sur $\text{Im}(f)$.

Or $AX_0 = AA'Y$ est le projeté orthogonal de Y sur $\text{Im}(f)$.

Donc le vecteur $X_0 = A'Y$ minimise la fonction $X \mapsto \|AX - Y\|$ sur \mathbb{R}^n .

Exercice 2.15.

1. Soient $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ et $(v_n)_{n \in \mathbb{N}}$ deux suites réelles telles que : $\forall n \in \mathbb{N}, u_n = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} v_i$.

a) Déterminer une matrice $P \in \mathcal{M}_{n+1}(\mathbb{R})$ telle qu'on ait l'égalité matricielle :

$$(u_0 \ \cdots \ u_n) = (v_0 \ \cdots \ v_n) P$$

b) On note $\mathbb{R}_n[X]$ l'espace vectoriel des polynômes à coefficients réels de degré inférieur ou égal à n et $\mathcal{B}_0 = (1, X, X^2, \dots, X^n)$ sa base canonique.

Montrer que $\mathcal{B}_1 = (1, 1 + X, (1 + X)^2, \dots, (1 + X)^n)$ est une base de $\mathbb{R}_n[X]$.

Montrer que P est inversible et calculer son inverse.

(On pourra montrer que P est la matrice de passage entre deux bases de $\mathbb{R}_n[X]$)

c) En déduire l'expression de v_n en fonction des $u_i, 0 \leq i \leq n$:

$$v_n = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} (-1)^{n-i} u_i$$

2. On note d_n le nombre de permutations sans point fixe de $[[1, n]]$ (i.e. de permutations σ de $[[1, n]]$ telles que $\forall i, \sigma(i) \neq i$) et on pose : $d_0 = 1$.

a) Pour tout entier $n \geq 0$, montrer la relation : $n! = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} d_i$

b) En déduire l'expression de d_n en fonction de n pour $n \geq 0$.

c) Soit $(a_n)_{n \geq 0}$ la suite définie par $a_0 = 1$ et $\forall n \in \mathbb{N}, a_{n+1} = (n+1)a_n + (-1)^{n+1}$.

Montrer que les deux suites (a_n) et (d_n) sont égales.

3. On note pour tout entier naturel n : $J_n = \int_0^1 x^n e^x dx$.

a) Montrer que : $\forall n \in \mathbb{N}, \forall x \in \mathbb{R}, e^x = \sum_{k=0}^n \frac{x^k}{k!} + \int_0^x \frac{(x-t)^n}{n!} e^t dt$.

b) En déduire que :

$$\forall n \in \mathbb{N}, d_n = \frac{1}{e} (n! + (-1)^n J_n)$$

c) Montrer que lorsque n tend vers $+\infty$: $J_n \sim \frac{e}{n}$.

En déduire la nature de la série de terme général $\frac{(n-1)!}{e} - \frac{d_n}{n}$.

Solution :

1. a) La matrice P est

$$\begin{pmatrix} \binom{0}{0} & \cdots & \binom{n-1}{0} & \binom{n}{0} \\ 0 & \binom{1}{1} & & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 0 & \binom{n}{n} \end{pmatrix}.$$

b) La famille $\mathcal{B}_1 = (1, 1 + X, (1 + X)^2, \dots, (1 + X)^n)$ est une famille de $(n + 1)$ polynômes de $\mathbb{R}_n[X]$ échelonnée en degrés. C'est donc une base de $\mathbb{R}_n[X]$.

La matrice P est la matrice de passage de \mathcal{B}_0 vers \mathcal{B}_1 car $(1 + X)^j = \sum_{i=0}^j \binom{j}{i} X^i$.

Elle est donc inversible et P^{-1} est la matrice de passage de \mathcal{B}_1 vers \mathcal{B}_0 .

Or pour $0 \leq j \leq n$, $X^j = ((1+X) - 1)^j = \sum_{i=0}^j \binom{j}{i} (1+X)^i (-1)^{j-i}$ d'où :

$$P^{-1} = \left(\binom{j}{i} (-1)^{j-i} 1_{i \leq j} \right)_{0 \leq i, j \leq n}$$

c) On a : $(v_0, \dots, v_n) = (u_0, \dots, u_n)P^{-1}$ d'où : $v_n = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} (-1)^{n-i} u_i$

2. a) Soit $0 \leq n$, et $0 \leq i \leq n$. Le nombre de permutations à i points fixes est $\binom{n}{i} d_{n-i}$. En effet : $\binom{n}{i}$ façons de choisir les i points fixes et d_{n-i} façons de permuter sans point fixe les $n-i$ éléments restant.

On partitionne l'ensemble des $n!$ permutations de $\llbracket 1, n \rrbracket$ selon le nombre de points fixes, et $n! = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} d_{n-i}$. En posant $j = n-i$: $n! = \sum_{j=0}^n \binom{n}{n-j} d_j \implies n! = \sum_{j=0}^n \binom{n}{j} d_j$

b) On applique la question 1.c : $d_n = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} (-1)^{n-i} i!$ et en changeant i en $n-i$:

$$d_n = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} (-1)^i (n-i)! = n! \sum_{i=0}^n \frac{(-1)^i}{i!}$$

c) On vérifie l'égalité par récurrence sur n : on a $d_0 = a_0 = 1$ et

$$(n+1)d_n + (-1)^{n+1} = (n+1)n! \sum_{i=0}^n \frac{(-1)^i}{i!} + (-1)^{n+1} = d_{n+1}$$

3. a) Soit $x \in \mathbb{R}$, et $n \in \mathbb{N}$. Il suffit d'appliquer la formule de Taylor-Laplace à l'ordre n à la fonction $t \mapsto e^t$ sur l'intervalle d'extrémités 0 et x :

b) Soit $n \in \mathbb{N}$, pour $x = -1$ on obtient : $e^{-1} = \sum_{k=0}^n \frac{(-1)^k}{k!} + \int_0^{-1} \frac{(-1-u)^n}{n!} e^u du$.

On pose $t = 1+u$ dans l'intégrale : $e^{-1} = \frac{d_n}{n!} + \int_0^1 \frac{1}{n!} (-1)^n t^n e^{t-1} dt = \frac{d_n}{n!} + \frac{(-1)^n J_n}{en!}$.

Donc : $\forall n \in \mathbb{N}, d_n = \frac{1}{e}(n! - (-1)^n J_n)$

c) Sur $[0, 1]$, $e^x \leq e \implies \int_0^1 x^n e^x dx \leq \int_0^1 x^n e dx = \frac{e}{n+1} \implies \lim_{n \rightarrow \infty} J_n = 0$

Une intégration par parties donne :

$J_{n+1} = e - (n+1)J_n \implies nJ_n = e - J_{n+1} - J_n \implies \lim_{n \rightarrow +\infty} nJ_n = e$, soit lorsque n tend vers $+\infty$, $J_n \sim \frac{e}{n}$.

On a : $\frac{d_n}{n} = \frac{1}{e}[(n-1)! + \frac{(-1)^n}{n} J_n] \implies \left| \frac{1}{e}(n-1)! - \frac{d_n}{n} \right| = \frac{J_n}{en} \sim \frac{1}{n^2}$ qui est le terme général d'une série de Riemann convergente donc la série $\sum_{n \geq 0} \frac{(n-1)!}{e} - \frac{d_n}{n}$ converge absolument.

Exercice 2.16.

1. Soit un entier naturel $n \geq 2$ et $M \in \mathcal{M}_n(\mathbb{C})$. On note \mathcal{A} l'ensemble des polynômes annulateurs de M .

- Justifier que \mathcal{A} n'est pas réduit au polynôme nul.
- Vérifier que \mathcal{A} est un sous-espace vectoriel de $\mathbb{C}[X]$.
- Montrer que $\forall P \in \mathbb{C}[X], \forall Q \in \mathcal{A}, PQ \in \mathcal{A}$.

d) Montrer qu'il existe un polynôme non nul de \mathcal{A} de degré minimal. Soit $K \in \mathcal{A}$ un polynôme unitaire (c'est-à-dire de coefficient du terme de plus haut degré égal à 1) de degré minimal.

En utilisant la division euclidienne des polynômes, montrer que K divise tout polynôme de \mathcal{A} . En déduire que

$$\mathcal{A} = \{KQ, Q \in \mathbb{C}[X]\}$$

Un tel polynôme K s'appelle polynôme minimal de M .

2. Exemples.

a) Soit $\lambda \in \mathbb{C}^*$. Déterminer le polynôme minimal de λI_n , où I_n est la matrice identité d'ordre n .

b) Soit P la matrice d'un projecteur p distinct de 0 et Id . Déterminer le polynôme minimal de P .

3. Soit $M \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ de polynôme minimal K . Montrer que l'ensemble des racines de K est égal à l'ensemble des valeurs propres de M .

4. a) Soit $\mathcal{B} = (e_1, e_2, e_3)$ une base de \mathbb{R}^3 , soit $f \in \mathcal{L}(\mathbb{R}^3)$ défini par :

$$f(e_1) = 0, \quad f(e_2) = e_1, \quad f(e_3) = e_2$$

Soit M la matrice de f dans la base \mathcal{B} . Déterminer le polynôme minimal de M .

b) Soit $p \in \mathbb{N}$, tel que $1 \leq p \leq n$. Existe-t-il des matrices M de $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ de polynôme minimal X^p ?

c) Soit $p \in \mathbb{N}$, tel que $p > n$. Existe-t-il des matrices de $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ de polynôme minimal X^p ? (On pourra s'intéresser aux sous-espaces vectoriels $\text{Ker}(f^k)$, où $f \in \mathcal{L}(\mathbb{R}^n)$ a pour matrice M dans la base canonique de \mathbb{R}^n .)

Solution :

1. a) La famille $(M^k)_{0 \leq k \leq n^2}$ est liée puisque $\dim(\mathcal{M}_n(\mathbb{C})) = n^2$.

b) La vérification est immédiate.

c) La démonstration de cette question tient au fait que :

$$(PQ)(A) = P(A)Q(A) = Q(A)P(A)$$

d) Soit $P \in \mathcal{A}$ tel que $P = KQ + R$ et $\deg(R) < \deg(K)$ (division euclidienne); alors $R = P - KQ \in \mathcal{A}$ ce qui entraîne que $R = 0$. La réciproque est claire grâce à la question c.

2. a) Le polynôme $K(X) = X - \lambda$ est annulateur de degré minimal.

b) On a $p^2 = p$, donc $K(X) = X(X - 1)$ est annulateur, de degré minimal car $q \neq 0$ et $q \neq Id$.

3. On a $\text{Sp}(M) \subseteq \text{Rac}(K)$ car K est annulateur (c'est du cours). Mais si λ est une racine de $(K) \setminus \text{Sp}(M)$, alors $K(X) = (X - \lambda)Q(X)$ et $0 = K(M) = (M - \lambda I_n)Q(M)$ avec $M - \lambda I_n$ inversible, donc Q annulateur, en contradiction avec la minimalité de $\deg(K)$.

4. a) On a $\mathcal{M}(f, \mathcal{B}) = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$ qui vérifie $M^3 = 0$ et $M^2 \neq 0$. Ainsi $K(X) = X^3$ est-il

le polynôme minimal de M .

b) De même avec $f \in \mathcal{L}(\mathbb{R}^n)$ de matrice M dans $\mathcal{B} = (e_i)_{1 \leq i \leq n}$, défini par $f(e_1) = \dots = f(e_{n-p+1}) = 0$, $f(e_{n-p+2}) = e_{n-p+1}$, $f(e_{n-p+3}) = e_{n-p+2}, \dots$, $f(e_n) = e_{n-1}$

La matrice M est triangulaire supérieure stricte, donc $\text{Spec}(M) = \{0\}$ et K de la forme X^k ; on a facilement $f^p = 0$ et $f^{p-1} \neq 0$. Donc le polynôme minimal de M est $K(X) = X^p$.

c) La suite $(\text{Ker}(f^k))$ est croissante pour l'inclusion;

s'il existe $x \in \text{Ker}(f^{k+1}) \setminus \text{Ker}(f^k)$, alors $f^j(x) \in \text{Ker}(f^{k+1-j}) \setminus \text{Ker}(f^{k-j})$; donc la suite $(\text{Ker}(f^k))$ est strictement croissante puis stationnaire puisque l'on travaille en dimension finie.

Si $K(X) = X^p$ avec $p > n$, alors la suite $(\text{Ker}(f^k)_{1 \leq k \leq p})$ est strictement croissante à plus de n termes, ce qui est contradictoire avec la notion de dimension finie.

Exercice 2.17.

Soit $(E, \langle \cdot, \cdot \rangle)$ un espace euclidien muni de la norme $\|\cdot\|$ associée au produit scalaire, et $u \in \mathcal{L}(E)$ vérifiant :

$$\forall x \in E, \|u(x)\| \leq \|x\|$$

1. a) Soit x un vecteur appartenant à $\text{Ker}(u - id) \cap \text{Im}(u - id)$.

Justifier qu'il existe $y \in E$ tel que : $\forall n \in \mathbb{N}, nx = u^n(y) - y$.

b) En déduire que $E = \text{Ker}(u - id) \oplus \text{Im}(u - id)$.

2. On pose : $\forall p \in \mathbb{N}, v_p = \frac{1}{p+1} \sum_{k=0}^p u^k$, et on note w le projecteur sur $\text{Ker}(u - id)$ parallèlement à $\text{Im}(u - id)$.

Montrer que pour tout $x \in E$, la suite $(v_p(x))_{p \in \mathbb{N}}$ converge vers $w(x)$, c'est-à-dire que

$$\forall x \in E, \lim_{p \rightarrow \infty} \|v_p(x) - w(x)\| = 0$$

3. Soit Q un projecteur de E , distinct de l'application nulle.

a) Montrer que si $\text{Ker}(Q)$ et $\text{Im}(Q)$ sont orthogonaux, alors

$$\forall x \in E, \|Q(x)\| \leq \|x\|$$

b) Réciproquement, on suppose que : $\forall x \in E, \|Q(x)\| \leq \|x\|$.

Soit $x \in \text{Im}(Q)$ et $y \in \text{Ker}(Q)$. En considérant les vecteurs $z = x + \lambda y$ pour λ quelconque dans \mathbb{R} , montrer que $\langle x, y \rangle = 0$.

c) En déduire qu'un projecteur Q non nul est orthogonal si et seulement si

$$\forall x \in E, \|Q(x)\| \leq \|x\|$$

4. En déduire que w est un projecteur orthogonal.

Solution :

1. a) Il existe y tel que $u(x) = x = u(y) - y = u^{k+1}(y) - u^k(y)$, $\forall k$. Ensuite, par somme télescopique, il vient : $nx = u^n(y) - y$.

b) On écrit, pour tout $n \geq 1$, $n\|x\| \leq \|u^n(y)\| + \|y\| \leq 2\|y\|$, par hypothèse sur u et récurrence ; donc en prenant la limite, $x = 0$. On conclut par le théorème du rang.

2. Soit $x = a + b$ une décomposition de x sur $E = \text{Ker}(u - I) \oplus \text{Im}(u - I)$.

Alors $w(x) = a$.

D'autre part, $u(a) = a \Rightarrow \forall k, u^k(a) = a \Rightarrow \forall p, v_p(a) = a$

et $\forall p, v_p(b) = \frac{1}{p+1} \sum_{k=0}^p [u^{k+1}(b) - u^k(b)] = \frac{u^{p+1}(b) - b}{p+1} \Rightarrow \|v_p(b)\| \leq \frac{2\|b\|}{p+1} \rightarrow 0$ comme ci-dessus.

Alors $\lim_{p \rightarrow +\infty} v_p(x) = a = w(x)$.

3. a) Il suffit d'utiliser le théorème de Pythagore.

b) On a

$\forall \lambda, \|x\|^2 = \|Q(x + \lambda y)\|^2 \leq \|x + \lambda y\|^2 \Rightarrow \forall \lambda, 0 \leq 2\langle x, y \rangle \lambda + \|y\|^2 \lambda^2$, ce qui donne $\langle x, y \rangle = 0$

c) C'est une conséquence des résultats a) et b).

4. Par inégalité triangulaire,

$$\forall x, \forall p, \|v_p(x)\| \leq \frac{1}{p+1} \sum_{k=0}^p \|u^k(x)\| \leq \frac{1}{p+1} \sum_{k=0}^p \|x\|$$

donc par passage à la limite $\|w(x)\| \leq \|x\|$.

Exercice 2.18.

Soient f et g deux endomorphismes de \mathbb{C}^2 qui commutent (c'est-à-dire tels que $f \circ g = g \circ f$).

On note A et B les matrices de $\mathcal{M}_2(\mathbb{C})$ canoniquement associées à f et g . On suppose que les matrices A et B ne sont pas des matrices scalaires (c'est-à-dire ne sont pas proportionnelles à la matrice identité).

1. On suppose que f admet deux valeurs propres λ, μ , avec $\lambda \neq \mu$.
 - a) Montrer que chaque sous-espace propre de f est stable par g .
 - b) Montrer que f et g sont diagonalisables dans une même base.
 - c) Montrer qu'il existe deux polynômes P_1, P_2 de $\mathbb{C}_1[X]$ et une matrice $K \in \mathcal{M}_2(\mathbb{C})$ tels que $A = P_1(K)$ et $B = P_2(K)$.
2. On suppose désormais que f et g n'admettent chacun qu'une seule valeur propre.
 - a) Montrer que f et g admettent un vecteur propre commun noté e_1 .
 - b) Montrer qu'il existe α, β complexes tels que les matrices A et B sont semblables respectivement aux matrices $\begin{pmatrix} \lambda & \alpha \\ 0 & \lambda \end{pmatrix}$ et $\begin{pmatrix} \mu & \beta \\ 0 & \mu \end{pmatrix}$.
 - c) Montrer qu'il existe deux polynômes P_1, P_2 de $\mathbb{C}_1[X]$ et une matrice $K \in \mathcal{M}_2(\mathbb{C})$ tels que $A = P_1(K)$ et $B = P_2(K)$.

Solution :

1. a) Soit E_λ un sous-espace propre de f qui est de dimension 1. Soit $x \in E_\lambda$. Alors

$$g(f(x)) = g(\lambda x) = \lambda g(x) = (g \circ f)(x) = (f \circ g)(x) = f(g(x))$$

Ainsi $g(x) \in E_\lambda$.

- b) L'endomorphisme f est diagonalisable car il possède deux valeurs propres distinctes. Si l'on note \tilde{g} la restriction de g à $E_\lambda(f)$, cette restriction induit un endomorphisme de $E_\lambda(f)$ qui est un espace de dimension 1. Si x en est une base, alors $(g(x), x)$ étant liés, il existe $\nu \in \mathbb{C}$ tel que $g(x) = \nu x$, ce qui entraîne que g et f admettent x comme vecteur propre commun.

De la même façon, f et g admettent un second vecteur propre commun y vecteur propre de f associé à la valeur propre μ .

On obtient ainsi une base de \mathbb{C}^2 formée de vecteurs propres communs à f et g . Ainsi g est diagonalisable et admet deux valeurs propres différentes (car la matrice B n'est pas scalaire)

- c) Les matrices A et B sont semblables avec la même matrice de passage Q aux matrices $D_1 = \begin{pmatrix} \lambda & 0 \\ 0 & \mu \end{pmatrix}$ et $D_2 = \begin{pmatrix} \lambda' & 0 \\ 0 & \mu' \end{pmatrix}$.

Il existe un polynôme P_1 tel que $P_1(1) = \lambda$ et $P_1(-1) = \mu$ (polynôme interpolateur) et un polynôme P_2 tel que $P_2(1) = \lambda'$ et $P_2(-1) = \mu'$.

En notant $K = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & -1 \end{pmatrix}$, il vient $D_1 = P_1(K), D_2 = P_2(K)$. Finalement

$$A = QD_1Q^{-1} = P_1(QKQ^{-1}), \quad B = QD_2Q^{-1} = P_2(QKQ^{-1})$$

2. a) On remarque que les endomorphismes f et g ne sont pas diagonalisables, car autrement les matrices A et B seraient scalaires.

Sur \mathbb{C} tout endomorphisme admet au moins une valeur propre. Alors la dimension du sous-espace propre associé est de 1 (car autrement A serait scalaire). Soit e_1 un vecteur propre associé de f . Le sous-espace propre $E_\lambda(f)$ est stable par g et e_1 est un vecteur propre commun à f et g .

b) On complète e_1 en une base (e_1, e_2) de \mathbb{C}^2 et on obtient le résultat demandé.

c) Les matrices A et B sont semblables avec la même matrice de passage Q , respectivement à $\lambda I_2 + N_1$ et $\mu I_2 + N_2$, avec $N_1 = \alpha N, N_2 = \beta N$ et $N^2 = N_1^2 = N_2^2 = 0$.

Il reste à poser $K = N, P_1(X) = \lambda + \alpha X, P_2(X) = \mu + \beta X$.

Exercice 2.19.

On note C l'espace vectoriel des applications continues de \mathbb{R} dans \mathbb{R} . A tout élément $f \in C$, on associe la fonction $g = D(f)$ définie par :

$$\text{pour tout } x \text{ réel, } g(x) = D(f)(x) = f(x+1) - f(x)$$

1. Dans cette question, F est la fonction de répartition d'une variable aléatoire à densité X . On note $g = D(F)$.

a) Montrer que g est une densité de probabilité.

b) Déterminer g quand X suit la loi uniforme sur $[0, 1]$.

2. On dit qu'un réel λ est une valeur propre de D s'il existe une application non nulle f de C telle que $D(f) = \lambda f$.

Déterminer les valeurs propres de D .

(On pourra utiliser les fonctions $h_a : x \mapsto e^{ax}$ et $k_a : x \mapsto \sin(\pi x)e^{ax}$).

3. Dans cette question, pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, on note $E_n = \mathbb{R}_n[X]$.

a) Montrer que la restriction de D à E_n induit un endomorphisme de E_n ; on le note D_n .

b) Cet endomorphisme D_n est-il diagonalisable?

c) Soit $(H_n)_{n \geq 0}$ la suite de polynômes définie par $H_0(X) = 1$ et pour tout $k \geq 1$,

$$H_k(X) = \prod_{i=0}^{k-1} (X - i).$$

Montrer que (H_0, \dots, H_n) est une base de E_n . Donner la matrice associée à D_n dans cette base.

d) On écrit $X^n = \sum_{k=0}^n b_k H_k$.

Soit Y une variable aléatoire suivant la loi de Poisson de paramètre λ . Montrer que :

$$E(Y^p) = \sum_{k=0}^n b_k \lambda^k$$

Solution :

1. a) La fonction F est une bijection croissante de \mathbb{R} sur $]0, 1[$. Cela entraîne que la fonction g vérifie

- la fonction g est positive et continue comme différence de fonctions continues.
- pour $B < A$, par la relation de Chasles

$$\int_B^A g(t)dt = \int_B^A (F(t+1) - F(t))dt = \int_A^{A+1} F(t)dt - \int_B^{B+1} F(t)dt$$

Or $\left| \int_A^{A+1} F(t)dt - 1 \right| \leq \int_A^{A+1} |F(t) - 1|dt$ et, pour $\varepsilon > 0$, il existe X tel que pour tout $t > X$, $|F(t) - 1| < \varepsilon$. Ainsi, pour $A > X$

$$\left| \int_A^{A+1} F(t)dt - 1 \right| \leq \varepsilon$$

De même Il existe Y tel que si $t < Y$, $|F(t) - 1| < \varepsilon$ et pour $B + 1 < Y$

$$\left| \int_B^{B+1} F(t)dt \right| \leq \varepsilon$$

Ce qui montre, en prenant les limites lorsque A tend vers $+\infty$ et B vers $-\infty$, que $\int_{\mathbb{R}} g(t)dt = 1$.

b) Un calcul immédiat donne $g(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq -1 \\ 1+x & \text{si } -1 \leq x \leq 0 \\ 1-x & \text{si } 0 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{si } x \geq 1 \end{cases}$

2. Il s'agit de résoudre l'équation $f(x+1) - f(x) = \lambda f(x)$, pour tout x réel, soit $f(x+1) = (\lambda+1)f(x)$.

- Si $\lambda = -1$, il vient $f(x+1) = 0$ pour tout x , soit f identiquement nulle.
- Si $\lambda \neq -1$, on pose $\mu = \lambda + 1$. On remarque que $D(h_a) = (e^a - 1)h_a$. Donc si $1 + \mu > 0$, $a = \ln(1 + \mu)$ ce qui fournit une fonction propre h_a pour tout $\mu > -1$
- De même $D(k_a) = -(e^a + 1)k_a$. Donc pour $1 + \mu < 0$, $a = \ln(-1 - \mu)$ est valeur propre de fonction propre associée k_a .

Ainsi tout réel différent de -1 est valeur propre de D .

3. a) D est linéaire et si P est un polynôme de degré k , $D(P) = P(X+1) - P(X)$ est un polynôme de degré inférieur ou égal à $k-1$. On définit ainsi un endomorphisme de E_n .

b) Pour des raisons de degré, la seule valeur propre possible de D est 0, qui est valeur propre puisque $D(1) = 0$.

L'endomorphisme D n'est pas diagonalisable.

c) La famille $(H_n)_{n \geq 0}$ est échelonnée en degrés. Elle est libre et $\deg H_k = k$ pour tout $k \geq 0$. C'est donc une base de $\mathbb{R}[X]$.

$$D(H_p) = \prod_{k=0}^{p-1} (X - k + 1) - \prod_{k=0}^{p-1} (X - k) = p \prod_{k=0}^{p-2} (X - k) = pH_{p-1}$$

La matrice demandée est donc strictement triangulaire supérieure avec une sur-diagonale $\{1, 2, \dots, n-1\}$.

d) Par le théorème de transfert

$$E(H_k(Y)) = \sum_{n=0}^{+\infty} e^{-\lambda} \frac{n(n-1)\cdots(n-k+1)\lambda^n}{k!} = \sum_{n=k}^{+\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^n}{(n-k)!} = \lambda^k$$

Par linéarité de l'espérance

$$E(Y^p) = \sum_{k=0}^n b_k E(H_k(Y)) = \sum_{k=0}^n b_k \lambda^k$$

Exercice 2.20.

Soient μ un réel tel que $\mu \geq 1$ et E un espace vectoriel euclidien de produit scalaire et de norme notés respectivement $\langle \cdot, \cdot \rangle$ et $\|\cdot\|$.

Une famille (u_1, \dots, u_n) de vecteurs de E est dite μ -presque orthogonale si

▷ Pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $\|u_i\| = 1$,

▷ Pour tout $(x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$, $\frac{1}{\mu} \sum_{i=1}^n x_i^2 \leq \left\| \sum_{i=1}^n x_i u_i \right\|^2 \leq \mu \sum_{i=1}^n x_i^2$.

1. Soit (u_1, \dots, u_n) une famille μ -presque orthogonale de vecteurs de E .

Montrer que (u_1, \dots, u_n) est libre.

2. Soit (u_1, \dots, u_n) une famille de vecteurs de E . Montrer que (u_1, \dots, u_n) est 1-presque orthogonale si et seulement si (u_1, \dots, u_n) est orthonormale.

(Pour l'une des implications, on pourra considérer la combinaison linéaire $u_i + u_j$ avec $i \neq j$.)

3. Soit f un endomorphisme de E .

a) Montrer qu'il existe un réel k tel que

$$\forall x \in E, \|f(x)\| \leq k \|x\|$$

b) Montrer que si f est un automorphisme de E , alors il existe un réel $\lambda > 0$ tel que

$$\forall x \in E, \frac{1}{\lambda} \|x\| \leq \|f(x)\| \leq \lambda \|x\|$$

4. Soit $n \in \mathbb{N}^*$ et (u_1, \dots, u_n) une famille libre de vecteurs unitaires de E .

Montrer l'existence d'un réel $\mu \geq 1$ tel que (u_1, \dots, u_n) soit μ -presque orthogonale.

Solution :

1. Soit (u_1, \dots, u_n) une famille μ -presque orthogonale de vecteurs de E et (x_1, \dots, x_n) dans

\mathbb{R}^n tels que $\sum_{i=1}^n x_i u_i = 0$.

On a alors $0 \leq \sum_{i=1}^n x_i^2 \leq \left\| \sum_{i=1}^n x_i u_i \right\|^2 = 0$, et donc $x_1^2 + \dots + x_n^2 = 0$, d'où pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $x_i = 0$. La famille (u_1, \dots, u_n) est libre.

2. Soit (u_1, \dots, u_n) une famille de vecteurs de E .

▷ Supposons (u_1, \dots, u_n) orthonormale.

Alors, pour $(x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$, on a $\left\| \sum_{i=1}^n x_i u_i \right\|^2 = \sum_{i=1}^n x_i^2$,

donc (u_1, \dots, u_n) est 1-presque orthogonale.

▷ Réciproquement, supposons (u_1, \dots, u_n) est 1-presque orthogonale. Soient i et j distincts dans $\llbracket 1, n \rrbracket$. On a $1^2 + 1^2 = 2 \leq \|u_i + u_j\|^2 \leq 2$.

Ainsi, $\|u_i + u_j\|^2 = \|u_i\|^2 + \|u_j\|^2 + 2\langle u_i, u_j \rangle = 2 + 2\langle u_i, u_j \rangle = 2$,

et donc $\langle u_i, u_j \rangle = 0$. Comme les u_k sont unitaires, on en déduit que (u_1, \dots, u_n) est orthonormale.

3. a) Soient (e_1, \dots, e_p) une base orthonormée de E , $x \in E$ et (x_1, \dots, x_p) les coordonnées de x dans cette base. Par l'inégalité triangulaire, on a

$$\|f(x)\|^2 = \left\| \sum_{i=1}^p x_i f(e_i) \right\|^2 \leq \left(\sum_{i=1}^p \|x_i f(e_i)\| \right)^2 = \left(\sum_{i=1}^p |x_i| \|f(e_i)\| \right)^2.$$

Par l'inégalité de Cauchy-Schwarz sur \mathbb{R}^p , on a

$$\left(\sum_{i=1}^p |x_i| \|f(e_i)\| \right)^2 \leq \left(\sum_{i=1}^p x_i^2 \right) \times \left(\sum_{i=1}^p \|f(e_i)\|^2 \right) = \|x\|^2 \times \sum_{i=1}^p \|f(e_i)\|^2$$

car (e_i) orthonormale.

En posant $k = \sqrt{\sum_{i=1}^p \|f(e_i)\|^2 + 1}$, on a bien $k > 0$ et pour tout $x \in F$, $\|f(x)\| \leq k\|x\|$.

b) Appliquons la question précédente, à f et f^{-1} ; il existe des constante $k_1 > 0$ et $k_2 > 0$ telles que

$$\forall x \in E, \|f(x)\| \leq k_1 \|x\| \text{ et } \|f^{-1}(x)\| \leq k_2 \|x\|.$$

En particulier, pour tout $x \in E$, $\|x\| \leq k_2 \|f(x)\|$ et donc

$$\forall x \in E, \frac{1}{k_2} \|x\| \leq \|f(x)\| \leq k_1 \|x\|$$

En posant $\lambda = \max(k_1, k_2, 1)$, on a bien $\lambda \geq 1$ et

$$\forall x \in F, \frac{1}{\lambda} \|x\| \leq \|f(x)\| \leq \lambda \|x\|$$

c) Soient (e_1, \dots, e_n) une base orthonormale de F . Soit $f : F \rightarrow F$ l'unique application linéaire vérifiant $f(e_i) = u_i$ pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$ (définition d'un endomorphisme par l'image d'une base). D'après 3.b., il existe $\lambda \geq 1$ tel que

$$\forall x \in F, \frac{1}{\lambda} \|x\| \leq \|f(x)\| \leq \lambda \|x\|$$

Soient $\mu = \lambda^2$, $(x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$ et $x = x_1 e_1 + \dots + x_n e_n$. On a $\mu \geq 1$ et

$$\frac{1}{\mu} \|x\|^2 = \frac{1}{\mu} \sum_{i=1}^n x_i^2 \leq \left\| \sum_{i=1}^n x_i u_i \right\|^2 = \|f(x)\|^2 \leq \mu \sum_{i=1}^n x_i^2 = \mu \|x\|^2$$

car (e_1, \dots, e_n) est orthonormale.

On en déduit que (u_1, \dots, u_n) est μ -presque orthogonale.

Exercice 2.21.

Pour n entier naturel tel que $n \geq 2$, l'espace vectoriel \mathbb{R}^n est muni du produit scalaire canonique $\langle \cdot, \cdot \rangle$, et $x \mapsto \|x\| = \sqrt{\langle x, x \rangle}$ est la norme euclidienne associée.

La base canonique de \mathbb{R}^n est notée $(\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n)$.

Un vecteur de \mathbb{R}^n est noté aussi bien $x = (x_1, \dots, x_n)$ que $\begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix}$.

Pour toute matrice $A \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$, on note $N(A) = \max_{\lambda \in \text{Sp}(A)} |\lambda|$, où $\text{Sp}(A)$ désigne l'ensemble des valeurs propres dans \mathbb{C} de A . Pour tout vecteur $x \in \mathbb{R}^n$, on pose $q_A(x) = \langle Ax, x \rangle$.

Enfin, on désigne par H_n la matrice de $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ définie par $H_n = (a_{j,k})_{1 \leq j, k \leq n}$, avec $a_{j,k} = \frac{1}{j+k-1}$.

On utilisera sans démonstration la relation : $\forall t > 0, \arctan(t) + \arctan\left(\frac{1}{t}\right) = \frac{\pi}{2}$.

1. Montrer que pour toute matrice $A \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$, symétrique :

$$N(A) = \sup\{|q_A(x)|, x \in \mathbb{R}^n, \|x\| = 1\}$$

2. On note : $K_n = \int_1^{\sqrt{n}} \frac{\arctan(x)}{x} dx$ et $L_n = \int_1^{\sqrt{n}} \frac{1}{x} \arctan\left(\frac{x}{\sqrt{n}}\right) dx$.

On pose $J_n = K_n - L_n$, et on cherche un équivalent de J_n .

a) Montrer que pour $t > 0$, $\arctan t + \arctan \frac{1}{t} = \frac{\pi}{2}$. En déduire que $0 < L_n \leq 1$.

b) Justifier la convergence de l'intégrale $\int_1^{+\infty} \frac{1}{x} \arctan\left(\frac{1}{x}\right) dx$.

Montrer que $K_n \underset{(\infty)}{\sim} \frac{\pi}{4} \ln(n)$.

c) En déduire que $J_n \underset{(\infty)}{\sim} \frac{\pi}{4} \ln(n)$.

3. On note a l'élément de \mathbb{R}^n défini par : $a = \left(1, \frac{1}{\sqrt{2}}, \dots, \frac{1}{\sqrt{n}}\right)$

a) Montrer que $\|a\|^2 \leq 1 + \ln(n)$.

b) On note $q_n = q_{H_n}$ et on admet que $4J_n \leq q_n(a)$ et que $N(H_n) \leq \pi$. Montrer que :

$$\frac{4J_n}{1 + \ln(n)} \leq q_n\left(\frac{a}{\|a\|}\right)$$

En déduire la limite de $N(H_n)$ lorsque n tend vers l'infini.

Solution :

1. La matrice A est symétrique réelle, elle est donc diagonalisable en base orthonormée et toutes ses valeurs propres sont réelles. Soient $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$ ses valeurs propres, non nécessairement distinctes, rangées par ordre de valeur absolue décroissante.

Soit (e_1, \dots, e_n) une base orthonormée de vecteurs propres, avec e_i vecteur propre associé à λ_i . Ainsi, $N(A) = |\lambda_1|$.

D'autre part, pour un vecteur $x = \sum_{i=1}^n x_i e_i$ de norme 1, en utilisant l'expression du produit scalaire en base orthonormée, on a $|q_A(x)| = \left| \sum_{i=1}^n \lambda_i x_i^2 \right| \leq |\lambda_1| \|x\|^2 = |\lambda_1|$. Ce maximum est atteint pour $x = e_1$, et l'on a bien :

$$N(A) = |\lambda_1| = \sup\{|q_A(x)|, \|x\| = 1\} = \max\{|q_A(x)|, \|x\| = 1\}.$$

2. a) On pose $f(t) = t - \arctan(t)$, alors $f'(t) = 1 - \frac{1}{1+t^2} = \frac{t^2}{1+t^2} > 0$.

La fonction f est donc strictement croissante sur \mathbb{R} . Elle est nulle en zéro, donc strictement positive pour $t > 0$. On a donc $\forall t \geq 0, \arctan(t) \leq t$.

On en déduit par croissance de l'intégrale sur $[1, \sqrt{n}]$, les bornes étant bien dans le bon ordre,

$$\text{que } L_n \leq \int_1^{\sqrt{n}} \frac{1}{\sqrt{n}} dx = \frac{\sqrt{n} - 1}{\sqrt{n}} \leq 1.$$

Par ailleurs, L_n est l'intégrale sur un segment d'une fonction continue, positive et non identiquement nulle. C'est donc un réel strictement positif. Ainsi, $0 < L_n \leq 1$

b) La fonction $h : x \mapsto \frac{1}{x} \arctan\left(\frac{1}{x}\right)$ est continue, positive sur $[1, +\infty[$ et équivaut au voisinage de $+\infty$ à $1/x^2$. Par critère de comparaison des intégrales de fonctions continues positives, h est ainsi intégrable sur $[1, +\infty[$. Avec la formule rappelée en début de partie, on a

$$K_n = \int_1^{\sqrt{n}} \frac{\pi/2 - \arctan\left(\frac{1}{x}\right)}{x} dx = \frac{\pi}{4} \ln(n) - \int_1^{\sqrt{n}} h(x) dx$$

Quand $n \rightarrow +\infty$, le second terme admet une limite finie et est donc négligeable devant le premier qui tend vers $+\infty$. On a donc $K_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{\pi}{4} \ln(n)$.

c) On a $J_n = K_n - L_n$ et $K_n \rightarrow +\infty$ alors que (L_n) est bornée entre 0 et 1. On a donc aussi $K_n - 1 \leq J_n = K_n - L_n \leq K_n$, K_n étant strictement positive comme intégrale sur un segment avec bornes bien rangées d'une fonction continue positive non identiquement nulle, on peut diviser par K_n .

Ainsi : $1 - \frac{1}{K_n} \leq J_n \leq 1$ et par le théorème d'encadrement :

$$J_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{\pi}{4} \ln(n)$$

3. a) On remarque que $\|a\|^2 = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k}$. Comme $t \mapsto \frac{1}{t}$ décroît sur $[1, +\infty[$, on a $\forall k \geq 2, \frac{1}{k} \leq \int_{k-1}^k \frac{dt}{t}$.

En sommant ces inégalités de 2 à n pour $n \geq 2$, on a donc

$$\|a\|^2 \leq 1 + \sum_{k=2}^n \int_{k-1}^k \frac{1}{t} dt = 1 + \int_1^n \frac{dt}{t} = 1 + \ln(n)$$

b) On a admis que $4J_n \leq q_n(a)$. Avec la question précédente, on en déduit que

$$0 \leq \frac{4J_n}{1 + \ln(n)} \leq \frac{4J_n}{\|a\|^2} \leq q_n\left(\frac{a}{\|a\|}\right) = \frac{q_n(a)}{\|a\|^2}$$

c) D'après les questions 1. et 3.b, H_n étant symétrique réelle,

$$N(H_n) = \sup_{\|x\|=1} |q_n(x)| \geq q_n\left(\frac{a}{\|a\|}\right) \geq \frac{4J_n}{1 + \ln(n)}.$$

On suppose acquis que $N(H_n) \leq \pi$. On a ainsi $\frac{4J_n}{1 + \ln(n)} \leq N(H_n) \leq \pi$

La question 2.c montre que le minorant tend vers π . On a donc, par théorème d'encadrement,

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} N(H_n) = \pi$$

Exercice 2.22.

Soit E l'espace vectoriel des fonctions continues sur $[0, 1]$ à valeurs réelles. Soit T l'application définie sur E , par :

$$\forall f \in E, T(f)(x) = \frac{1}{2}(f\left(\frac{x}{2}\right) + f\left(\frac{x+1}{2}\right))$$

1. Montrer que T est un endomorphisme de E . Est-il injectif ?
2. On note T^n la composée de T avec lui même n fois. Donner une expression de $T^n(f)$ en fonction de f et de n .
3. On appelle valeur propre de T tout réel λ pour lequel il existe $f \in E, f \neq 0$, tel que $T(f) = \lambda f$.

On dit alors que f est une fonction propre pour la valeur propre λ .

- a) Soit λ une valeur propre de T . Montrer que $|\lambda| \leq 1$.
- b) Montrer que 1 est valeur propre de T . Déterminer les fonctions propres associées.
- c) Montrer que -1 n'est pas valeur propre de T .

Solution :

1. L'application T est linéaire. De plus $T(f)$ est une fonction définie sur $[0, 1]$ (car $x/2$ et $(x+1)/2$ appartiennent à $[0, 1]$) et continue sur $[0, 1]$ comme somme de fonctions continues. L'application T n'est pas injective. Il existe en effet des fonctions f telles que pour tout $x \in [0, 1], f(x/2) + f((x+1)/2) = 0$. Par exemple $f(x) = \sin(2\pi x)$ vérifie

$$f\left(\frac{x}{2}\right) + f\left(\frac{x+1}{2}\right) = \sin(\pi x) + \sin(\pi x + \pi) = 0$$

2. On calcule $T^2(f)$. Il vient :

$$T^2(f)(x) = \frac{1}{4} \left[f\left(\frac{x}{4}\right) + f\left(\frac{x+1}{4}\right) + f\left(\frac{x+2}{4}\right) + f\left(\frac{x+3}{4}\right) \right]$$

On montre alors par récurrence sur n que :

$$T^n(f)(x) = \frac{1}{2^n} \sum_{k=0}^{2^n-1} f\left(\frac{x+k}{2^n}\right)$$

- vérifié pour $n = 1, 2$.
- supposons la relation vérifiée pour n . Alors

$$\begin{aligned} T^{n+1}(f)(x) &= \frac{1}{2} \left(T^n(f)\left(\frac{x}{2}\right) + T^n(f)\left(\frac{x+1}{2}\right) \right) \\ &= \frac{1}{2} \times \frac{1}{2^n} \sum_{k=0}^{2^n-1} f\left(\frac{x/2+k}{2^n}\right) + \frac{1}{2} \times \frac{1}{2^n} \sum_{k=0}^{2^n-1} f\left(\frac{(x+1)/2+k}{2^n}\right) \\ &= \frac{1}{2^{n+1}} \sum_{k=0}^{2^n-1} f\left(\frac{x+2k}{2^{n+1}}\right) + \frac{1}{2^{n+1}} \sum_{k=0}^{2^n-1} f\left(\frac{x+2k+1}{2^{n+1}}\right) \\ &= \frac{1}{2^{n+1}} \sum_{k=0}^{2^{n+1}-1} f\left(\frac{x+k}{2^{n+1}}\right) \end{aligned}$$

3. a) Soit λ une valeur propre de T de fonction propre associée f . Par la question précédente, pour tout $n \in \mathbb{N}^*$ $\lambda^n f(x) = \frac{1}{2^n} \sum_{k=0}^{2^n-1} f\left(\frac{x+k}{2^n}\right)$.

Or la fonction f étant continue sur $[0, 1]$ elle est majorée en valeur absolue par un nombre M et

$$|T^n(f)(x)| \leq \frac{1}{2^n} \sum_{k=0}^{2^n-1} \left| f\left(\frac{x+k}{2^n}\right) \right| \leq M$$

Donc la suite $(\lambda^n f)$ est bornée, ce qui entraîne que $|\lambda| \leq 1$.

b) Pour $\lambda = 1$, on cherche f non nulle telle que $T(f) = f$ ce qui entraîne que pour tout $n \in \mathbb{N}$, $T^n(f) = f$, soit

$$f(x) = \frac{1}{2^n} \sum_{k=0}^{2^n-1} f\left(\frac{x+k}{2^n}\right)$$

Cette dernière expression est une somme de Riemann associée à la fonction f .

À la limite $f(x) = \int_0^1 f(t) dt$, ce qui signifie que f est constante.

La réciproque est aisée à vérifier.

Ainsi 1 est valeur propre de T et le sous-espace propre associé est $\mathbb{R}_0[X]$.

c) Le réel -1 ne peut être valeur propre car, on aurait

$$(-1)^n f(x) = \frac{1}{2^n} \sum_{k=0}^{2^n-1} f\left(\frac{x+k}{2^n}\right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \int_0^1 f(t) dt$$

alors que la partie gauche de l'équation n'a pas de limite.

Exercice 2.23.

Dans cet exercice, E désigne un espace vectoriel réel de dimension finie n , et f un endomorphisme de E . On note $C(f)$ l'ensemble des endomorphismes qui commutent avec f et $R[f]$ l'ensemble des polynômes en f :

$$C(f) = \{g \in \mathcal{L}(E) / f \circ g = g \circ f\}, \text{ et } R[f] = \{P(f) / P \in \mathbb{R}[X]\}$$

1. a) Montrer que $C(f)$ et $R[f]$ sont des sous-espaces vectoriels de $\mathcal{L}(E)$.

b) Montrer que $R[f] \subset C(f)$.

On dit qu'un endomorphisme f de E est cyclique s'il existe au moins un vecteur $x_0 \in E$ tel que la famille $(x_0, f(x_0), \dots, f^{n-1}(x_0))$ soit une base de E .

2. Montrer que f est cyclique si et seulement il existe une base \mathcal{B} de E et des réels $\alpha_0, \dots, \alpha_{n-1}$ tels que

$$M_{\mathcal{B}}(f) = \begin{pmatrix} 0 & 0 & \dots & \dots & \alpha_0 \\ 1 & 0 & \dots & \dots & \alpha_1 \\ 0 & 1 & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \dots & 1 & \alpha_{n-1} \end{pmatrix}$$

On considère dans toute la suite un endomorphisme cyclique de E .

3. Soit $P(f) = f^n - \sum_{k=0}^{n-1} \alpha_k f^k$. Montrer que $P(f) = 0$.

4. a) Déterminer une base de $R[f]$

b) En déduire que $C(f) = R[f]$.

5. On suppose $\alpha_0 = 0$. Montrer que $E = \text{Ker } f \oplus \text{Im } f$ si et seulement si $\alpha_1 \neq 0$.

Solution :

1. a) On vérifie aisément cette question.

b) Question également évidente, par linéarité et puisque f commute avec toute puissance de f .

2. Il existe un vecteur $x_0 \in E$ tel que la famille $(x_0, f(x_0), \dots, f^{n-1}(x_0))$ soit une base de E . Dans cette base, la matrice associée à f est de la forme proposée puisqu'on écrit en colonnes les coordonnées des vecteurs $f(x_0), f^2(x_0), \dots, f^{n-1}(x_0), f^n(x_0)$, ce dernier vecteur s'écrivant sous la forme $f^n(x_0) = \sum_{k=0}^{n-1} \alpha_k f^k(x_0)$ par définition d'une base.

Réciproquement supposons qu'il existe une base (e_1, \dots, e_n) de E dans laquelle la matrice associée à f est M .

Alors $f(e_i) = e_{i+1}, i \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket$.

On pose $x_0 = e_1$ et il vient $e_2 = f(x_0), e_3 = f^2(x_0), \dots, e_n = f^{n-1}(x_0)$.

3. On remarque que $P(f)(x_0) = 0$ et par commutation, pour tout k :

$$P(f)(f^k(x_0)) = f^k(P(f)(x_0)) = 0$$

Ainsi $P(f)$ est-il nul sur une base de E donc identiquement nul.

4. a) On a donc par la question précédente que $f^n \in \text{Vect}(Id, f, \dots, f^{n-1})$. Par une récurrence immédiate pour tout $p \geq 0$, on a $f^{n+p} \in \text{Vect}(Id, f, \dots, f^{n-1})$, ce qui entraîne que la famille (Id, f, \dots, f^{n-1}) engendre $\mathbb{R}[f]$.

De plus cette famille est libre car

$$\sum_{k=0}^{n-1} a_k f^k = 0 \implies \sum_{k=0}^{n-1} a_k f^k(x_0) = 0 \implies a_0 = a_1 = \dots = a_{n-1} = 0$$

Ainsi $\mathbb{R}[f] = \text{Vect}(Id, f, \dots, f^{n-1})$, qui est de dimension n .

b) Soit $h \in C(f)$. On écrit $h(x_0) = \sum_{k=0}^{n-1} a_k f^k(x_0)$.

On pose $P = \sum_{k=0}^{n-1} a_k f^k$. On a alors

- $P(x_0) = h(x_0)$
- par commutation, pour tout i , $P(f^i(x_0)) = h(f^i(x_0))$.

Donc $h = P$.

5. On suppose dans cette question que $\alpha_0 = 0$.

On remarque qu'à cause du décalage des 1, les $(n-1)$ premières colonnes de M forment une famille libre.

Donc $\text{rg}(M) \geq n-1$. Or $\alpha_0 = 0$ donne une ligne de 0 et $\text{rg}(M) \leq n-1$. Ainsi $\text{rg}(M) = n-1$ et $\dim \text{Ker } M = 1$.

Or

$$P(x_0) = 0 \implies f(f^{n-1}(x_0) - \alpha_1 x_0 - \dots - \alpha_{n-1} f^{n-2}(x_0)) = 0$$

Donc $\text{Ker } M = \text{Vect}(f^{n-1}(x_0) - \alpha_1 x_0 - \dots - \alpha_{n-1} f^{n-2}(x_0))$.

- si $\alpha_1 = 0$, la base de $\text{Ker } f$ trouvée ci-dessus est également élément de $\text{Im } f$.
- si $\alpha_1 \neq 0$, alors $u = -\alpha_1 x_0 - \dots - \alpha_{n-1} f^{n-2}(x_0) + f^{n-1}(x_0) \notin \text{Im } f$, ce qui montre que $\text{Ker } f \oplus \text{Im } f = E$.

PROBABILITÉS

Exercice 3.01.

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}^*}$ une famille de variables aléatoires à valeurs dans \mathbb{N}^* , indépendantes, de même loi et définies sur le même espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) . Pour tout entier $n \in \mathbb{N}^*$, on définit la variable aléatoire Y_n par :

$$Y_n = \min_{1 \leq i \leq n} X_i$$

1. Exprimer la fonction de répartition de Y_n à l'aide de la fonction $k \mapsto P(X_1 \geq k)$.
2. **Dans cette question seulement** on suppose que les X_i suivent la loi géométrique de paramètre $p \in]0, 1[$; on note $q = 1 - p$.
 - a) Calculer l'espérance de Y_n .
 - b) Étudier la convergence en loi de la suite $(Y_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$.
3. Montrer que la série de terme général $P(X_1 \geq k)$ converge si et seulement si X_1 admet une espérance et qu'alors :

$$E(X_1) = \sum_{k=1}^{\infty} P(X_1 \geq k)$$

4. En déduire que si X_1 admet une espérance, alors Y_n admet une espérance et comparer ces deux espérances.
5. Soit N une variable aléatoire à valeurs dans \mathbb{N}^* indépendante des X_i , et soit Y la variable aléatoire définie par :

$$\forall \omega \in \Omega, Y(\omega) = \inf_{1 \leq i \leq N(\omega)} X_i(\omega)$$

Montrer que si X_1 admet une espérance, alors Y admet une espérance et que l'on a $E(Y) \leq E(X_1)$.

Solution :

1. La variable Y_n est à valeurs dans \mathbb{N}^* et, pour tout $k \in \mathbb{N}^*$ (les X_i sont indépendantes et de même loi que X_1) on a :

$$\begin{aligned} P(Y_n \leq k) &= 1 - P(X_1 > k, \dots, X_n > k) = 1 - P(X_1 > k) \cdots P(X_n > k) \\ &= 1 - P(X_1 > k)^n = 1 - P(X_1 \geq k+1)^n \end{aligned}$$

On en déduit que :

$$P(Y_n = k) = P(Y_n \leq k) - P(Y_n \leq k-1) = P(X_1 \geq k)^n - P(X_1 \geq k+1)^n.$$

2. a) Si X_1 suit la loi géométrique de paramètre p , on a $P(X_1 \geq k) = q^{k-1}$ donc :

$$P(Y_n = k) = q^{n(k-1)} - q^{nk} = (1 - q^n)(q^n)^{k-1}$$

on reconnaît la loi géométrique de paramètre $p' = 1 - q^n$.

$$\text{Donc } E(Y_n) = \frac{1}{1 - q^n}.$$

b) Comme $q \in]0, 1[$, et $P(Y_n = k) = (1 - q^n)(q^n)^{k-1}$, on a :

$$\forall k \in \mathbb{N}^*, \lim_{n \rightarrow \infty} P(Y_n = k) = \begin{cases} 0 & \text{si } k > 1 \\ 1 & \text{si } k = 1 \end{cases}$$

On reconnaît donc que (Y_n) converge en loi vers la variable constante égale à 1. (On peut raisonner sur les probabilités ponctuelles plutôt que sur les fonctions de répartition car toutes les variables aléatoires sont à valeurs dans \mathbb{N}^* .)

3. On remarque que :

$$P(X_1 \geq k) = \sum_{j=k}^{+\infty} P(X_1 = j) \text{ et que } jP(X_1 = j) = \sum_{k=1}^j P(X_1 = j).$$

Par sommation par paquets (tout est positif), on a donc l'équivalence des convergences et :

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^{\infty} P(X \geq k) &= \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{j \leq k} P(X_1 = j) = \sum_{j=1}^{\infty} \sum_{k=1}^j P(X_1 = j) = \sum_{j=1}^{\infty} jP(X_1 = j) \\ &= E(X_1) \end{aligned}$$

4. D'après les calculs de la question 1, on a :

$$0 \leq P(Y_n \geq k) = 1 - P(Y_n \leq k-1) = P(X_1 > k-1) = P(X_1 \geq k) \leq P(X_1 \geq k)$$

car $P(X_1 \geq k) \in]0, 1[$. Par théorème de comparaison sur les séries à termes positifs, comme la série $\sum_{k \geq 0} P(X_1 \geq k)$ converge, il en est de même de la série $\sum_{k \geq 0} P(Y_n \geq k)$.

D'après la question précédente, la variable Y_n (à valeurs dans \mathbb{N}) a pour espérance $\sum_{k=0}^{\infty} P(Y_n \geq k)$

et celle-ci est inférieure à $\sum_{k=0}^{\infty} P(X_1 \geq k)$, soit $E(Y_n) \leq E(X_1)$.

(cette dernière inégalité provient aussi directement de $Y_n \leq X_1$)

5. C'est un théorème (admis) du cours ; ici on le démontre dans un cas particulier.

Comme $E(Y|N = n) = E(Y_n)$, on a

$$0 \leq E(Y|N = n)P(N = n) \leq E(X_1)P(N = n),$$

donc par comparaison à la série de terme général $E(X_1)P(N = n)$ qui est convergente, la série $\sum E(Y|N = n)P(N = n)$ converge.

Comme Y est une variable aléatoire positive, la formule de l'espérance totale s'applique, et on a :

$$E(Y) = \sum_{n=0}^{\infty} E(Y|N = n)P(N = n) \leq \sum_{n=0}^{\infty} E(X_1)P(N = n) = E(X_1)$$

Exercice 3.02.

Toutes les variables aléatoires considérées sont définies sur un même espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) donné. Pour tout ensemble fini E , on note $\text{card}(E)$ son cardinal (nombre de ses éléments).

Soit $\lambda > 0$. Soit $(X_n)_{n \geq 0}$ une suite de variables aléatoires indépendantes qui suivent toutes la loi uniforme sur le segment $[0, 1]$. Soit Z une variable aléatoire indépendante des X_n et qui suit une loi de Poisson de paramètre λ .

1. Soit $a \in]0, 1]$. On définit les variables aléatoires N et N_n , pour $n \geq 1$, par :

$$\begin{aligned} \forall \omega \in \Omega, N_n(\omega) &= \text{card}\{i \in \llbracket 0, n-1 \rrbracket / X_i(\omega) \in [0, a]\} \\ \forall \omega \in \Omega, N(\omega) &= \text{card}\{i \in \llbracket 0, Z(\omega)-1 \rrbracket / X_i(\omega) \in [0, a]\} \end{aligned}$$

La variable aléatoire N_0 est la variable certaine égale à 0.

- a) Pour tout $n \geq 1$, déterminer la loi, l'espérance et la variance de N_n .
- b) Déterminer la loi, l'espérance et la variance de N .

c) Pour tout $\lambda > 0$, on pose $F_n(\lambda) = \int_0^\lambda \frac{u^n}{n!} e^{-u} du$.

Écrire la formule de Taylor avec reste intégral pour la fonction $x \mapsto e^{\lambda x}$ sur l'intervalle $[0, 1]$. En déduire que $P(Z \geq n+1) = F_n(\lambda)$ ainsi qu'une expression de $P(N \geq n+1)$ à l'aide de F_n .

2. On définit la suite de variables aléatoires $(T_n)_{n \geq 0}$ en posant, pour tout événement $\omega \in \Omega$, que les $Z(\omega)$ premiers termes $T_0(\omega), T_1(\omega), \dots, T_{Z(\omega)-1}(\omega)$ sont les nombres $X_0(\omega), X_1(\omega), \dots, X_{Z(\omega)-1}(\omega)$ rangés dans l'ordre croissant, et pour tout $n \geq Z(\omega)$, $T_n(\omega) = 2$.

Déterminer la fonction de répartition de T_n .

La variable aléatoire T_n est-elle discrète ? Est-elle à densité ?

3. Étudier la convergence en loi de la suite de variables aléatoires $(T_n)_{n \in \mathbb{N}}$.

Solution :

1. a) Les n événements $(0 \leq X_i \leq a)_{0 \leq i \leq n-1}$ sont indépendants de même probabilité a .

Or N_n compte le nombre de ces événements qui sont réalisés, donc N_n suit la loi binomiale de paramètres n et a , d'espérance na et de variance $na(1-a)$.

Le résultat reste vrai même pour $n = 0$.

b) Pour tout $k \in N(\Omega) = \mathbb{N}$, la formule des probabilités totales donne :

$$\begin{aligned} P(N = k) &= \sum_{n=0}^{\infty} P_{(Z=n)}(N = k)P(Z = n) = \sum_{n=k}^{\infty} P(N_n = k)P(Z = n) \\ &= \sum_{n=k}^{\infty} \binom{n}{k} a^k (1-a)^{n-k} \times \frac{\lambda^n}{n!} e^{-\lambda} = \sum_{j=0}^{\infty} \binom{j+k}{k} a^k (1-a)^j \times \frac{\lambda^{j+k}}{(j+k)!} e^{-\lambda} \\ &= \frac{(a\lambda)^k}{k!} e^{-\lambda} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{[(1-a)\lambda]^j}{j!} = \frac{(a\lambda)^k}{k!} e^{-a\lambda} \end{aligned}$$

Donc N suit la loi de Poisson de paramètre λa et $E(N) = V(N) = \lambda a$.

c) La formule de Taylor avec reste intégral est :

$$f(b) = \sum_{k=0}^n \frac{(b-a)^k}{k!} f^{(k)}(a) + \int_a^b \frac{(b-t)^n}{n!} f^{(n+1)}(t) dt$$

Pour la fonction $x \mapsto e^{\lambda x}$ sur l'intervalle $[0, 1]$, cela donne :

$$e^\lambda = \sum_{k=0}^n \frac{\lambda^k}{k!} + \int_0^1 \frac{(1-t)^n}{n!} \lambda^{n+1} e^{\lambda t} dt$$

En divisant par e^λ et en faisant le changement de variable $u = (1-t)\lambda$ on obtient :

$$1 = P(Z \leq n) + \int_0^\lambda \frac{u^n}{n!} e^{-u} du, \text{ soit } P(Z \geq n+1) = F_n(\lambda)$$

Comme ceci est vrai pour n'importe quelle loi de Poisson, on a : $P(N \geq n+1) = F_n(\lambda a)$.

2. D'après leur définition les T_n sont à valeurs dans $[0, 1] \cup \{2\}$ et on a :

→ si $a \in]0, 1]$, $(T_n \leq a) = (N < n) = (N \geq n+1)$.

→ si $1 < a < 2$, $(T_n \leq a) = (T_n \leq 1)$

Donc :

$$P(T_n \leq x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq 0 \\ F_n(\lambda x) & \text{si } x \in]0, 1] \\ F_n(\lambda) & \text{si } x \in]1, 2[\\ 1 & \text{si } x \geq 2 \end{cases}$$

La variable T_n n'est pas à densité car sa fonction de répartition est discontinue en 2 (puisque $F_n(\lambda) \neq 1$) ; elle n'est pas discrète car sa fonction de répartition n'est pas en escalier.

3. On a : $F_n(\lambda) = P(Z \geq n+1) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$. Donc :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(T_n \leq x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 2 \\ 1 & \text{si } x \geq 2 \end{cases}$$

i.e. $(T_n)_n$ converge en loi vers la variable constante égale à 2.

Exercice 3.03.

Soit un espace probabilisé $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega), P)$, où Ω est un ensemble fini.

On note \mathcal{F} l'ensemble des variables aléatoires réelles définies sur Ω (qui sont toutes les applications de Ω dans \mathbb{R}). On rappelle que \mathcal{F} est un \mathbb{R} -espace vectoriel.

Si A est une partie de Ω , on note $\mathbf{1}_A$ la fonction caractéristique de A , c'est-à-dire l'application définie par :

$$\forall \omega \in \Omega, \mathbf{1}_A(\omega) = \begin{cases} 1 & \text{si } \omega \in A \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

1. Soit $A \subset \Omega$. Calculer l'espérance $E(\mathbf{1}_A)$ de $\mathbf{1}_A$.
2. Montrer que l'application $\varphi : (X, Y) \mapsto E(XY)$ définie sur $\mathcal{F} \times \mathcal{F}$ est un produit scalaire sur \mathcal{F} si et seulement si pour tout $\omega \in \Omega$, on a : $P(\{\omega\}) > 0$.

Dans la suite de l'exercice, on supposera que P vérifie cette propriété et \mathcal{F} sera muni de ce produit scalaire.

3. Soient $X, Y \in \mathcal{F}$ deux variables aléatoires non constantes.

On note G le sous-espace vectoriel de \mathcal{F} engendré par X et la variable aléatoire constante égale à 1, c'est-à-dire que $G = \text{Vect}(X, \mathbf{1}_\Omega)$.

a) Montrer l'existence et l'unicité de $(a_0, b_0) \in \mathbb{R}^2$ tel que $Y - a_0X - b_0$ est orthogonal à tout élément de G .

b) En déduire l'expression de la projection orthogonale de Y sur G .

On la notera $p_G(Y)$.

c) Comparer $E(p_G(Y))$ et $E(Y)$.

d) On suppose que $X = \mathbf{1}_A$, où A est une partie de Ω non vide et distincte de Ω .

Montrer que pour tout $B \subset \Omega$:

$$p_G(\mathbf{1}_B) = P_A(B) \times \mathbf{1}_A + P_{\bar{A}}(B) \times \mathbf{1}_{\bar{A}},$$

où $P_V(U)$ désigne la probabilité conditionnelle de l'événement U , sachant que l'événement V est réalisé.

Solution :

1. $E(\mathbf{1}_A) = 1.P(A) + 0.P(\bar{A}) = P(A)$.
2. • L'application φ est bilinéaire (par linéarité de l'espérance), symétrique (par commutativité du produit dans \mathbb{R} , donc dans \mathcal{F}), et positive (car si $X \in \mathcal{F}$, $\varphi(X, X) = E(X^2) \geq 0$).
- \rightarrow Si φ est un produit scalaire, alors pour tout $\omega \in \Omega$, $X = \mathbf{1}_{\{\omega\}}$ est un élément non nul de \mathcal{F} , donc $\varphi(X, X) = E(\mathbf{1}_{\{\omega\}}^2) = E(\mathbf{1}_{\{\omega\}}) = P(\{\omega\}) > 0$.
- \rightarrow Réciproquement, soit $X \in \mathcal{F}$ non nulle. Alors il existe $\omega_0 \in \Omega$ tel que $X(\omega_0) \neq 0$ et on a :

$$\varphi(X, X) = E(X^2) \geq X^2(\{\omega_0\})P(\{\omega_0\}) > 0$$

donc φ est bien un produit scalaire.

3. a) On a :

$$\begin{aligned}
 Y - a_0X - b_0 \in G^\perp &\iff \begin{cases} \varphi(Y - a_0X - b_0, \mathbf{1}_\Omega) = 0 \\ \varphi(Y - a_0X - b_0, X) = 0 \end{cases} \\
 &\iff \begin{cases} a_0E(X) + b_0 = E(Y) \\ a_0E(X^2) + b_0E(X) = E(XY) \end{cases} \\
 &\iff \begin{cases} a_0 = \frac{E(XY) - E(X)E(Y)}{V(X)} = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{V(X)} \\ b_0 = E(Y) - E(X) \frac{\text{Cov}(X, Y)}{V(X)} \end{cases}
 \end{aligned}$$

Notons que $V(X) \neq 0$, puisque X n'est pas (quasi)-constante.

b) Comme $p_G(Y)$ est l'unique élément Z de G tel que $Y - Z \in G^\perp$, on a :

$$p_G(Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{V(X)} X + E(Y) - E(X) \frac{\text{Cov}(X, Y)}{V(X)}$$

c) On a : $E(p_G(Y)) = a_0E(X) + b_0 = E(Y)$ (calcul de a_0 , ou conséquence de $Y - p_G(Y) \perp \mathbf{1}_\Omega$)

d) Comme $A \neq \Omega$ et $A \neq \emptyset$, la variable aléatoire $X = \mathbf{1}_A$ n'est pas constante ; on peut donc utiliser la formule obtenue à la question b) :

• Or

$$\begin{aligned}
 \text{Cov}(\mathbf{1}_A, \mathbf{1}_B) &= E(\mathbf{1}_A \mathbf{1}_B) - E(\mathbf{1}_A)E(\mathbf{1}_B) = E(\mathbf{1}_{A \cap B}) - E(\mathbf{1}_A)E(\mathbf{1}_B) \\
 &= P(A \cap B) - P(A)P(B).
 \end{aligned}$$

• $V(\mathbf{1}_A) = P(A)P(\bar{A})$ (car $\mathbf{1}_A$ suit la loi de Bernoulli de paramètre $P(A)$).

Comme

$$\begin{aligned}
 b_0 &= E(\mathbf{1}_B) - E(\mathbf{1}_A) \frac{\text{Cov}(\mathbf{1}_A, \mathbf{1}_B)}{V(\mathbf{1}_A)} = P(B) - \frac{P(A \cap B) - P(A)P(B)}{P(\bar{A})} \\
 &= P_{\bar{A}}(B), \\
 a_0 + b_0 &= E(\mathbf{1}_B) + \frac{\text{Cov}(\mathbf{1}_A, \mathbf{1}_B)}{V(\mathbf{1}_A)} (1 - E(\mathbf{1}_A)) \\
 &= P(B) + \frac{P(A \cap B) - P(A)P(B)}{P(A)} \\
 &= \frac{P(A \cap B)}{P(A)} = P_A(B)
 \end{aligned}$$

on a bien :

$$p_G(\mathbf{1}_B) = a_0 \mathbf{1}_A + b_0 (\mathbf{1}_A + \mathbf{1}_{\bar{A}}) = (a_0 + b_0) \mathbf{1}_A + b_0 \mathbf{1}_{\bar{A}} = P_A(B) \mathbf{1}_A + P_{\bar{A}}(B) \mathbf{1}_{\bar{A}}.$$

Exercice 3.04.

On dit que le réel m est une médiane de la variable aléatoire à densité X si, et seulement si :

$$P(X \leq m) = P(X \geq m) = \frac{1}{2}$$

Partie I

Soit X une variable aléatoire réelle de densité f_X , à valeurs dans $X(\Omega) =]a, b[$, où $-\infty \leq a < b \leq +\infty$.

On note F_X sa fonction de répartition.

1. Montrer que l'équation $F_X(x) = \frac{1}{2}$ d'inconnue réelle x admet au moins une solution dans \mathbb{R} .

2. On suppose que F_X est strictement croissante sur $]a, b[$. Montrer que l'équation $F_X(x) = \frac{1}{2}$ d'inconnue réelle x admet une unique solution dans \mathbb{R} .

Cette valeur s'appelle **la médiane** de X et sera notée $m(X)$.

Partie II

Soit U et V deux variables indépendantes suivant la loi uniforme $\mathcal{U}(]0, 1[)$.

1. a) Déterminer $m(U)$ et $E(U)$.

b) Déterminer $m(U^2)$ et $E(U^2)$.

2. On définit la variable Z par $Z = \frac{U}{V}$.

a) Déterminer la loi de $-V$.

b) En déduire une densité de $U - V$.

c) En déduire la médiane de Z .

Solution :

Partie I.

1. La variable aléatoire X est à densité, donc F_X est continue sur \mathbb{R} . De plus $\lim_{x \rightarrow -\infty} F_X(x) = 0$ et $\lim_{x \rightarrow +\infty} F_X(x) = 1$, et $0 < 1/2 < 1$, donc d'après le théorème des valeurs intermédiaires, l'équation $F_X(x) = 1/2$ admet au moins une solution dans \mathbb{R} .

2. Comme $\lim_{x \rightarrow a} F(x) = 0$ et $\lim_{x \rightarrow b} F(x) = 1$, la stricte croissance de F sur $]a, b[$ assure l'unicité de m dans $]a, b[$ (et il ne peut pas y en avoir d'autres en dehors de cet intervalle!).

Partie II.

1. a) Pour $x \in [0, 1]$, $F_U(x) = x$, donc $m(U) = \frac{1}{2}$. D'autre part, $E(U) = \frac{1}{2}$ (c'est du cours)

b) $U^2(\Omega) = [0, 1]$ et pour $x \in [0, 1]$,

$$F_{U^2}(x) = P(U^2 \leq x) = P(U \leq \sqrt{x}) = F_U(\sqrt{x}) = \sqrt{x},$$

$$\text{donc } m(U^2) = \frac{1}{4}.$$

$$\text{Par la formule de Koenig-Huygens, } E(U^2) = V(U) + E(U)^2 = \frac{1}{12} + \left(\frac{1}{2}\right)^2 = \frac{1}{3}.$$

La médiane n'est donc pas toujours la moyenne !

2. a) D'après le cours, comme V suit une loi uniforme, alors $-V$ suit aussi une loi uniforme. On a donc $-V \hookrightarrow \mathcal{U}([-1, 0])$.

b) Comme U et V sont indépendantes, alors d'après le lemme des coalitions, U et $-V$ le sont.

La fonction f_U étant bornée, on peut prendre pour densité de $U - V$:

$$g : x \mapsto \int_{-\infty}^{+\infty} f_U(t) f_{-V}(x-t) dt = \int_0^1 f_{-V}(x-t) dt.$$

Comme $-V \hookrightarrow \mathcal{U}([-1, 0])$, on a :

$$f_{-V}(x-t) = 1 \iff -1 \leq x-t \leq 0 \iff t \in [x, x+1].$$

$$\text{On a donc : } g(x) = \int_{\max(0, x)}^{\min(1, x+1)} 1 dt = \min(1, x+1) - \max(0, x).$$

Ainsi :

$$-1 \leq x \leq 0 \implies g(x) = \int_0^{x+1} 1 dt = x+1, \quad 0 < x \leq 1 \implies g(x) = \int_x^1 1 dt = 1-x,$$

sinon, $g(x) = 0$.

c) On a : $[Z \leq 1] \iff [U \leq V] \iff U - V \leq 0$.

$$\text{Ainsi, } P(Z \leq 1) = P(U - V \leq 0) = \int_{-\infty}^0 g(t) dt = \int_{-1}^0 (t+1) dt = \left[\frac{t^2}{2} + t \right]_{-1}^0 = \frac{1}{2}, \text{ donc :}$$

$$m(Z) = 1$$

Exercice 3.05.

On considère une suite $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ de variables aléatoires indépendantes définies sur le même espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) . On suppose que X_n suit une loi de Bernoulli de paramètre $p_n \in]0, 1[$.

Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, on pose $Y_n = X_n + X_{n+1}X_{n+2}$.

On admettra que si une suite réelle $(u_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ converge vers ℓ , alors la suite de ses moyennes $(\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n u_k)_{n \in \mathbb{N}^*}$ converge aussi vers ℓ .

1. Déterminer l'espérance et la variance de Y_n .

2. Soient i et j deux entiers strictement positifs et distincts. Étudier l'indépendance de Y_i et Y_j selon les valeurs de i et de j . Calculer la covariance des variables aléatoires Y_i et Y_j .

3. Pour tout entier n strictement positif, on pose $Z_n = \frac{Y_1 + \dots + Y_n}{n}$.

a) Calculer l'espérance de Z_n .

b) Montrer que pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, on a : $V(Z_n) \leq \frac{8}{n}$.

4. Dans cette question, on considère deux variables aléatoires U et V définies sur (Ω, \mathcal{A}, P) , un nombre réel c et un réel strictement positif ε .

a) Montrer que : $[|U - c| \geq \varepsilon] \subseteq [|U - V| \geq \frac{\varepsilon}{2}] \cup [|V - c| \geq \frac{\varepsilon}{2}]$.

b) En déduire que $P(|U - c| \geq \varepsilon) \leq P(|U - V| \geq \frac{\varepsilon}{2}) + P(|V - c| \geq \frac{\varepsilon}{2})$.

5. On suppose dans cette question que la suite $(p_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ converge vers p . Montrer que la suite $(Z_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ converge en probabilité vers une variable aléatoire que l'on déterminera.

Solution :

1. En utilisant l'indépendance des variables de Bernoulli X_n , on trouve :

$$E(Y_n) = E(X_n) + E(X_{n+1})E(X_{n+2}) = p_n + p_{n+1}p_{n+2}$$

De plus, on a :

$$E(Y_n^2) = E(X_n + X_{n+1}X_{n+2} + 2X_nX_{n+1}X_{n+2}) = p_n + p_{n+1}p_{n+2} + 2p_n p_{n+1}p_{n+2}.$$

D'où :

$$\begin{aligned} V(Y_n) &= E(Y_n^2) - E(Y_n)^2 = p_n + p_{n+1}p_{n+2} + 2p_n p_{n+1}p_{n+2} - (p_n + p_{n+1}p_{n+2})^2 \\ &= p_n + p_{n+1}p_{n+2} - p_n^2 - p_{n+1}^2 p_{n+2}^2 = p_n(1 - p_n) + p_{n+1}p_{n+2}(1 - p_{n+1}p_{n+2}). \end{aligned}$$

2. Par symétrie, on peut supposer que $i < j$. On voit (lemme des coalitions) que les variables Y_i et Y_j sont indépendantes dès que $j > i + 2$ et dans ce cas $\text{Cov}(Y_i, Y_j) = 0$. Elle semblent clairement dépendantes lorsque $j = i + 1$ ou $j = i + 2$ (ce qui sera confirmé par le calcul de la covariance).

Posons $q_k = 1 - p_k$, en utilisant la bilinéarité de la covariance et l'indépendance, il vient :

$$\begin{aligned} \text{Cov}(Y_i, Y_{i+1}) &= \text{Cov}(X_{i+1}X_{i+2}, X_{i+1}) + \text{Cov}(X_{i+1}X_{i+2}, X_{i+2}X_{i+3}) \\ &= E(X_{i+1}X_{i+2}) - E(X_{i+1}X_{i+2})E(X_{i+1}) + E(X_{i+1}X_{i+2}X_{i+3}) \\ &\quad - E(X_{i+1}X_{i+2})E(X_{i+2}X_{i+3}) \\ &= p_{i+1}p_{i+2}q_{i+1} + p_{i+1}p_{i+2}p_{i+3}q_{i+2}^2 \end{aligned}$$

De façon analogue, on trouve $\text{Cov}(Y_i, Y_{i+2}) = p_{i+1}p_{i+2}q_{i+2}1$.

3. a) Par linéarité de l'espérance, on obtient : $E(Z_n) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (p_k + p_{k+1}p_{k+2})$.

b) Compte tenu des expressions trouvées précédemment, les propriétés de la variance nous donnent pour $n \geq 3$:

$$\begin{aligned} V(Z_n) &= \frac{1}{n^2} \left[\sum_{k=1}^n V(Y_k) + 2 \sum_{i=1}^{n-1} \text{Cov}(Y_i, Y_{i+1}) + 2 \sum_{i=1}^{n-2} \text{Cov}(Y_i, Y_{i+2}) \right] \\ &\leq \frac{2n + 4(n-1) + 2(n-2)}{n^2} \leq \frac{8}{n}. \end{aligned}$$

On vérifie que le résultat final reste valide pour les premières valeurs de n .

4. a) Si ω appartient au complémentaire de l'ensemble de droite, l'inégalité triangulaire nous dit que ω est dans le complémentaire de l'ensemble de gauche.

b) Il suffit d'utiliser la question précédente et le fait que pour deux événements A et B on a toujours $P(A \cup B) \leq P(A) + P(B)$.

5. Comme la suite $(p_n)_{n \geq 1}$ converge vers p , on déduit de la propriété admise que $E(Z_n)$ tend vers $p + p^2$, donc que la suite de variables certaines $(E(Z_n))_{n \geq 1}$ converge en probabilité vers la variable certaine $p + p^2$. L'inégalité de Bienaymé-Tchebychev et la question 4. b) permettent d'écrire :

$$P(|Z_n - (p^2 + p)|\varepsilon) \leq \frac{32}{n\varepsilon^2} + P(|E(Z_n) - p^2 - p| \geq \frac{\varepsilon}{2}) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

La suite de variables aléatoires $(Z_n)_n$ converge donc en probabilité vers la variable constante égale $p^2 + p$.

Exercice 3.06.

Dans cet exercice, les variables aléatoires sont définies sur un espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) .

Pour $\alpha > 0$ donné, on dit qu'une variable aléatoire X est α -sous-gaussienne si pour tout t réel,

$$E(e^{tX}) \leq e^{\alpha^2 t^2 / 2}$$

1. Soit X de loi normale centrée réduite. Montrer que X est 1-sous-gaussienne.
2. Montrer que pour tout t réel $\frac{e^t + e^{-t}}{2} \leq e^{t^2/2}$. (on pourra utiliser l'écriture de l'exponentielle sous forme de série).

3. Soit t réel. Montrer que pour $x \in [-1, 1]$, on a

$$e^{tx} \leq \frac{1+x}{2} e^t + \frac{1-x}{2} e^{-t}$$

4. Soient X_1, \dots, X_n des variables aléatoires mutuellement indépendantes et α -sous-gaussiennes. Soit μ_1, \dots, μ_n des réels tels que $\sum_{i=1}^n \mu_i^2 = 1$. Montrer que $\sum_{i=1}^n \mu_i X_i$ est α -sous gaussienne.

5. Soit X α -sous-gaussienne et $\lambda > 0$.

- a) Montrer que pour tout $t > 0$, on a

$$P(X \geq \lambda) \leq \exp\left(\frac{\alpha^2 t^2}{2} - t\lambda\right)$$

- b) En déduire que

$$P(|X| \geq \lambda) \leq 2 \exp\left(-\frac{\lambda^2}{2\alpha^2}\right)$$

Solution :

1. Par le théorème de transfert et parce que $u \rightarrow e^{tu-t^2/2}$ est continue sur \mathbb{R} et négligeable devant $1/u^2$ au voisinage de l'infini :

$$E(e^{tX}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tu-u^2/2} du = e^{t^2/2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-1/2(t-u)^2} du = e^{t^2/2}$$

X est bien 1-sous gaussienne.

2. On sait que $e^t = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{t^n}{n!}$. Donc :

$$\frac{e^t + e^{-t}}{2} = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{t^{2n}}{(2n)!} \leq \sum_{n=0}^{\infty} \frac{t^{2n}}{2^n n!} = e^{t^2/2}$$

3. On remarque que $0 \leq \frac{1-x}{2}$, que $\frac{1+x}{2} \leq 1$ et que $\frac{1-x}{2} + \frac{1+x}{2} = 1$. Il reste à utiliser la convexité de la fonction exponentielle sur l'intervalle $[-t, t]$.

4. Par le lemme des coalitions et par indépendance, en notant $S_n = \sum_{i=1}^n \mu_i X_i$:

$$E(e^{tS_n}) = E\left(\prod_{i=1}^n e^{t\mu_i X_i}\right) = \prod_{i=1}^n E(e^{t\mu_i X_i}) \leq \prod_{i=1}^n e^{(\alpha^2 \mu_i^2 t^2)/2} = e^{(\alpha^2 t^2)/2}$$

5. En utilisant la croissance de la fonction exponentielle, $t > 0$, et l'inégalité de Markov, il vient

$$P(X \geq \lambda) = P(e^{tX} \geq e^{t\lambda}) \leq \frac{E(e^{tX})}{e^{t\lambda}} \leq \frac{e^{\alpha^2 t^2/2}}{e^{t\lambda}} = \exp\left(\frac{\alpha^2 t^2}{2} - t\lambda\right)$$

De la même façon, car $-X$ est α -sous gaussienne par la question précédente :

$$P(-X \geq \lambda) = P(e^{-tX} \geq e^{t\lambda}) \leq \frac{E(e^{-tX})}{e^{t\lambda}} \leq \frac{e^{\alpha^2 t^2/2}}{e^{t\lambda}} = \exp\left(\frac{\alpha^2 t^2}{2} - t\lambda\right)$$

Donc

$$P(|X| \geq \lambda) \leq 2 \exp\left(\frac{\alpha^2 t^2}{2} - t\lambda\right)$$

ceci pour tout $t > 0$.

En prenant $t = \frac{\lambda}{\alpha^2}$, (une étude rapide de la fonction associée montre que c'est la valeur qui minimise l'exposant de l'exponentielle), on obtient le résultat demandé.

Exercice 3.07.

Dans cet exercice, X_1, \dots, X_n désignent des variables aléatoires **non nécessairement indépendantes** définies sur un espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) .

Pour $n \in \mathbb{N}^*$, on note $M_n = \sup_{1 \leq i \leq n} X_i$ l'application définie sur Ω par, pour tout $\omega \in \Omega$:

$$M_n(\omega) = \max_{1 \leq i \leq n} X_i(\omega)$$

1. Montrer que M_n est une variable aléatoire réelle.
2. Montrer que pour tout réel t , $P(M_n > t) \leq \sum_{i=1}^n P(X_i > t)$.
3. On suppose dans cette question que les X_i suivent la même loi admettant un moment d'ordre $p + 1$, avec $p \in \mathbb{N}^*$.

Montrer que $\frac{1}{n^{1/p}} \sup_{1 \leq i \leq n} |X_i|$ converge en probabilité vers 0.

4. On suppose dans cette question que les X_i suivent la même loi normale centrée réduite.

- a) Montrer que pour tout $t > 0$, $P(|X_1| > t) \leq \frac{e^{-t^2/2}}{t}$.
- b) En déduire un majorant de $P(\sup_{1 \leq i \leq n} |X_i| \geq t)$, pour $t > 0$.
- c) Montrer que pour tout $s > \sqrt{2}$, $\lim_{n \rightarrow +\infty} [P(\sup_{1 \leq i \leq n} |X_i| \geq s(\ln n)^{1/2})] = 0$.

Solution :

1. Pour montrer que M_n est une variable aléatoire, il suffit d'écrire que pour tout t , $[M_n < t] = \bigcap_{i=1}^n [X_i < t]$, intersection d'éléments de la tribu \mathcal{A} donc élément de ladite tribu.

2. On a

$$\{\omega/M_n(\omega) > t\} = \{\omega/\exists i/X_i(\omega) > t\} = \bigcup_{i=1}^n \{\omega/X_i(\omega) > t\}$$

et

$$P(M_n > t) = P\left(\bigcup_{i=1}^n [X_i > t]\right) \leq \sum_{i=1}^n P(X_i > t)$$

3. Dans ce cas, la majoration précédente devient : $P(M_n > t) \leq nP(X > t)$.

On utilise alors l'inégalité de Markov et $|X_i|$ au lieu de X_i . On note $Y_n = \sup_{1 \leq i \leq n} |X_i|$ et il vient, pour $\varepsilon > 0$:

$$\begin{aligned} P(Y_n > n^{1/p}\varepsilon) &\leq nP(|X| > n^{1/p}\varepsilon) = nP(|X|^{p+1} > n^{1+1/p}\varepsilon^{p+1}) \\ &\leq n \frac{E(|X|^{p+1})}{n^{1+1/p}\varepsilon^{p+1}} = \frac{C(\varepsilon, p)}{n^{1/p}} \end{aligned}$$

dernière quantité qui tend vers 0 lorsque n tend vers $+\infty$.

4. a) On utilise une intégration par parties :

$$\begin{aligned} P(|X| \geq t) &= \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_t^{+\infty} e^{-u^2/2} du = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_t^{+\infty} \frac{ue^{-u^2/2}}{u} du \\ &= \sqrt{\frac{2}{\pi}} \left(\left[-\frac{e^{-u^2/2}}{u} \right]_t^{+\infty} - \int_t^{+\infty} \frac{e^{-u^2/2}}{u^2} du \right) \leq \frac{e^{-t^2/2}}{t} \end{aligned}$$

b) D'après les questions précédentes, pour $t > 0$

$$P\left(\sup_{1 \leq i \leq n} |X_i| \geq t\right) \leq n \frac{e^{-t^2/2}}{t}$$

c) Enfin, pour $s^2 > 2$:

$$\begin{aligned} P\left(\sup_{1 \leq i \leq n} |X_i| \geq s(\ln n)^{1/2}\right) &\leq nP(|X| < s\sqrt{\ln n}) \\ &\leq n \frac{e^{-s^2 \ln n/2}}{s\sqrt{\ln n}} \leq n \frac{e^{-2 \ln n/2}}{s\sqrt{\ln n}} = \frac{1}{s\sqrt{\ln n}} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0 \end{aligned}$$

Exercice 3.08.

Dans cet exercice, $(X_n)_{n \geq 1}$ est une suite de variables aléatoires positives à densité, indépendantes de même loi. De même $(Y_n)_{n \geq 1}$ est une autre suite de variables aléatoires positives, à densité, indépendantes de même loi. On suppose que les densités de X_1 et Y_1 sont continues strictement positives sur \mathbb{R} et que X_1 et Y_1 admettent une espérance.

Enfin, on suppose que pour tout $n \geq 1$, on a $E\left(\min_{1 \leq i \leq n} X_i\right) = E\left(\min_{1 \leq i \leq n} Y_i\right)$.

1. Soit Z une variable aléatoire positive à densité admettant une espérance.

Montrer que $E(Z) = \int_0^{+\infty} P(Z > t) dt$.

2. On note F la fonction de répartition de X_1 et $G = 1 - F$. Exprimer la fonction de répartition F_n de $\min_{1 \leq i \leq n} X_i$, puis $G_n = 1 - F_n$ en fonction de G .

3. Montrer que pour tout $n \geq 1$, $\int_0^{+\infty} [G(t)]^n dt = \int_0^1 nu^{n-1}G^{-1}(u) du$, où G^{-1} désigne la bijection réciproque de G (on effectuera le changement de variable $u = G(t)$).

On admet le résultat suivant : si f est une fonction continue sur un segment $[a, b]$ et si pour tout polynôme $Q \in \mathbb{R}[X]$, on a $\int_a^b Q(t)f(t) dt = 0$, alors f est la fonction nulle sur $[a, b]$.

4. Montrer que X_1 et Y_1 suivent la même loi.

Solution :

1. Soit F la fonction de répartition de Z et f une densité. Pour tout $A > 0$:

$$\int_0^A tf(t) dt = [t(F(t) - 1)]_0^A + \int_0^A (1 - F(t)) dt$$

Or $A(1 - F(A)) = A \int_A^{+\infty} f(u) du \leq \int_A^{+\infty} uf(u) du \xrightarrow{A \rightarrow +\infty} 0$ (reste d'une intégrale convergente).

Donc, par passage à la limite : $E(Z) = \int_0^{+\infty} (1 - F(t)) dt = \int_0^{+\infty} P(Z > t) dt$.

2. Pour tout $t > 0$: $\inf_{1 \leq i \leq n} (X_i > t) = \bigcap_{i=1}^n [X_i > t]$.

et, par indépendance :

$$G_n(t) = P(\inf_{1 \leq i \leq n} X_i > t) = P(\bigcap_{i=1}^n (X_i > t)) = \prod_{i=1}^n P(X_i > t) = [G(t)]^n.$$

3. La variable aléatoire X_1 étant à densité strictement positive, la fonction G est strictement croissante et de classe C^1 . Donc G^{-1} existe. En utilisant le changement de variable $u = G(t)$ de classe C^1 , il vient

$$\int_0^A G(t)^n dt = \int_1^{G(A)} u^n d(G^{-1})$$

Une intégration par parties donne

$$\int_1^{G(A)} u^n d(G^{-1}) = [u^n G^{-1}(u)]_1^{G(A)} - \int_1^{G(A)} nu^{n-1}G^{-1}(u) du$$

On a $G^{-1}(1) = 0$ et $\lim_{A \rightarrow +\infty} G(A) = 0$. Ainsi si $Z = \inf_{1 \leq i \leq n} X_i$, $E(Z)$ existe et comme

$$AG(A)^n = AP(Z > t) = A \int_A^{+\infty} f_Z(t) dt \leq \int_A^{+\infty} t f_Z(t) dt \xrightarrow{A \rightarrow +\infty} 0$$

On a finalement

$$E(Z) = \int_0^{+\infty} G(t)^n dt = \int_0^1 nu^{n-1} G^{-1}(u) du$$

4. Si F_1 et F_2 représentent les fonctions de répartition de X_1 et Y_1 , la question précédente donne : pour tout $n \geq 1$

$$\int_0^1 u^{n-1} F_1^{-1}(t) dt = \int_0^1 u^{n-1} F_2^{-1}(t) dt$$

Par linéarité de l'intégration et le théorème admis, $F_1^{-1}(t) = F_2^{-1}(t)$ pour tout $t > 0$ et par bijectivité $F_1(t) = F_2(t)$, pour tout $t > 0$.

Donc X_1 et Y_1 suivent la même loi.

Exercice 3.09.

Les variables aléatoires de cet exercice sont, soit à densité définie et continue sur \mathbb{R} , soit discrètes à valeurs dans \mathbb{Z} . Elles sont définies sur le même espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) .

On dit qu'une variable aléatoire X est *symétrique* si pour tout $x \in X(\Omega)$, on a : $P(X \leq x) = P(X \geq -x)$.

1. a) Donner un exemple de variable aléatoire symétrique.

b) Soit X une variable aléatoire suivant la loi de Bernoulli de paramètre $p \in]0, 1[$. Déterminer la loi de $Y = 2X - 1$. Pour quelles valeurs de p , Y est-elle une variable aléatoire symétrique ?

c) Soit X une variable aléatoire symétrique admettant une espérance $E(X)$. Calculer $E(X)$.

2. a) Dans cette question, X et Y sont deux variables aléatoires symétriques et indépendantes. Montrer que $X + Y$ est une variable aléatoire symétrique. On ne fera la démonstration que dans le cas où X et Y sont à densité et on l'admet dans le cas discret.

b) Montrer que si X_1, X_2, \dots, X_n sont des variables aléatoires symétriques indépendantes, alors leur somme $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$ est symétrique.

3. Soit X_1, X_2, \dots, X_n des variables aléatoires symétriques et indépendantes de même loi.

Pour tout $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$, on pose $S_k = \sum_{j=1}^k X_j$. Soit $x \geq 0$ fixé. On définit une suite d'événements

$(\Omega_k)_{k \geq 1}$ par :

$$\Omega_1 = [X_1 > x], \text{ et pour } k \geq 2, \Omega_k = \left[\sup_{1 \leq j \leq k-1} S_j \leq x \right] \cap [S_k > x]$$

a) Soit $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$. Montrer que $[S_n - S_k \geq 0] \cap \Omega_k \subseteq [S_n > x] \cap \Omega_k$.

b) Montrer que $P([S_n - S_k \geq 0] \cap \Omega_k) \geq \frac{1}{2} P(\Omega_k)$.

4. a) Montrer que $\bigcup_{k=1}^n \Omega_k = \left[\sup_{1 \leq j \leq n} S_j > x \right]$.

b) En déduire l'inégalité suivante :

$$P\left(\sup_{1 \leq j \leq n} S_j > x \right) \leq 2P(S_n > x)$$

Solution :

1. a) Un exemple est X suivant une loi normale centrée ou la variable constante nulle !!.

b) On a $Y(\Omega) = \{-1, 1\}$ et $P(Y = 1) = P(X = 1) = p$ et

$$P(Y = -1) = P(X = 0) = 1 - p.$$

Cette loi est symétrique si et seulement si $p = 1/2$, puisque Y ne prend que deux valeurs.

c) Si l'espérance existe, par convergence et symétrie : $E(X) = 0$

2. a) Soit U une variable à densité symétrique.

$$\text{On a pour tout } x \text{ réel } F(x) = P(U \leq x) = P(U \geq -x) = 1 - F(-x).$$

Par dérivation, il vient $F'_U(x) = F'_U(-x)$, ce qui montre que l'on peut choisir une densité f_U paire.

Réciproquement si f_U est une fonction paire, le changement de variable $t \rightarrow -t$ donne :

$$\int_{-\infty}^x f_U(t)dt = \int_{-x}^{+\infty} f_U(t)dt$$

et U est symétrique.

Par indépendance, une densité de $X + Y$ est

$$\begin{aligned} f_{X+Y}(x) &= \int_{\mathbb{R}} f_X(x-t)f_Y(t)dt = \int_{\mathbb{R}} f_X(-x+t)f_Y(-t)dt = \int_{\mathbb{R}} f_X(-x-t)f_Y(t)dt \\ &= f_{X+Y}(-x) \end{aligned}$$

Donc $X + Y$ est symétrique.

b) Par récurrence sur n et la question précédente.

3. a) Pour $k = 1$, $[S_n - S_1 \geq 0] \cap \Omega_1 = [S_n \geq S_1] \cap [X_1 > x] = [S_n > x] \cap \Omega_1$.

Pour $k \geq 2$, $[S_n - S_k \geq 0] \cap \Omega_k = [S_n \geq S_k] \cap [S_k > x] \cap \Omega_k \subseteq [S_n > x] \cap \Omega_k$.

b) En utilisant le système complet d'événements $[S_n - S_k \geq 0] \cap \Omega_k$ et $[S_n - S_k < 0] \cap \Omega_k$, il vient

$$P(\Omega_k) = P([S_n - S_k \geq 0] \cap \Omega_k) + P([S_n - S_k < 0] \cap \Omega_k)$$

puis comme $S_n - S_k = \sum_{i=k+1}^n X_i$ est symétrique.

$$\begin{aligned} P(\Omega_k) &= P([S_n - S_k \geq 0] \cap \Omega_k) + P([S_n - S_k > 0] \cap \Omega_k) \\ &\leq 2P([S_n - S_k \geq 0] \cap \Omega_k) \end{aligned}$$

4. a) Soit $\omega \in \bigcup_{k=1}^n \Omega_k$; il existe k tel que $\omega \in \Omega_k$, et donc $S_k > x$ ce qui entraîne que $\max_{1 \leq j \leq n} S_j > x$.

Réciproquement si $\omega \in \Omega$ vérifie $\max_{1 \leq j \leq n} S_j(\omega) > x$, alors il existe $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$, tel que $S_k(\omega) > x$.

On note $k_1, < k_2 < \dots$ la suite croissante d'indices pour lesquels $S_{k_i}(\omega) > x$, alors pour tout $j < k_1$, on a $S_j(\omega) \leq x$ et $S_{k_1}(\omega) > x$; donc $\omega \in \Omega_{k_1}$.

Si cette suite commence en $k_1 = 1$, on a $\omega \in \Omega_1$.

b) On remarque que les (Ω_k) sont deux à deux disjoints.

Ainsi il existe un unique k tel que $(\max_{1 \leq j \leq n} S_j > x) = \Omega_k$.

$$\begin{aligned} P\left(\max_{1 \leq j \leq n} S_j > x\right) &= P(\Omega_k) \leq 2P([S_n - S_k \geq 0] \cap \Omega_k) \leq 2P([S_n > x] \cap \Omega_k) \\ &\leq 2P(S_n > x) \end{aligned}$$

Exercice 3.10.

Partie A

Soit X une variable aléatoire définie sur l'espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) de loi uniforme sur $[-\frac{1}{2}, \frac{1}{2}]$.

- Déterminer la fonction de répartition de X .
- Prouver que X et $-X$ ont même loi.
- Rappeler les valeurs de l'espérance et de la variance de X .
- Démontrer que pour tout réel $\lambda > 0$, $e^{\lambda X}$ admet une espérance et calculer sa valeur.

Partie B

Dans la suite de l'exercice, $(X_i)_{i \geq 1}$ est une suite de variables aléatoires définies sur (Ω, \mathcal{A}, P) mutuellement indépendantes et toutes de même loi que X . Pour $n \in \mathbb{N}^*$, on pose $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$.

- Démontrer que S_n et S_n^2 admettent une espérance et calculer $E(S_n)$ et $E(S_n^2)$.
- Soit $f : \mathbb{R} \mapsto \mathbb{R}$ l'application définie par $f(x) = \frac{e^x - e^{-x}}{2}$. Prouver que pour tout réel $\lambda > 0$, on a :

$$E(e^{\lambda S_n}) = \left(\frac{f(\frac{\lambda}{2})}{\frac{\lambda}{2}}\right)^n$$

- Prouver que pour tout réel $u > 0$, on a : $\frac{f(u)}{u} \leq \exp\left(\frac{u^2}{6}\right)$ (on pourra commencer par démontrer que pour tout $k \in \mathbb{N}$, on a $(2k+1)!6^k k!$).
- Démontrer que pour tous réels t et $\lambda > 0$, on a : $P(S_n \geq t) \leq e^{-\lambda t + n \frac{\lambda^2}{24}}$.
- En déduire que pour tout réel $t > 0$, on a : $P(S_n \geq t) \leq e^{-\frac{6t^2}{n}}$.

6. Soit Z une variable aléatoire suivant la loi normale centrée réduite $\mathcal{N}(0, 1)$, exploiter la question précédente et le théorème limite central pour établir que, pour tout réel $t > 0$:

$$P(Z \geq t) \leq e^{-\frac{t^2}{2}}$$

Solution :

Partie A.

1. Si F est la fonction de répartition de X :

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq -1/2 \\ \frac{1}{2} + x & \text{si } -1/2 \leq x \leq 1/2. \\ 1 & \text{si } x \geq 1/2 \end{cases}$$

2. Clair !

3. On a $E(X) = 0$ et $\sigma^2(X) = \frac{1}{12}$

4. Le théorème du transfert assure que

$$E(e^{\lambda X}) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{\lambda t} f_X(t) dt = \int_{-1/2}^{1/2} e^{\lambda t} dt = \frac{1}{\lambda} (e^{\lambda/2} - e^{-\lambda/2}).$$

Partie B.

1. Immédiatement $E(S_n) = E(\sum_{i=1}^n X_i) = \sum_{i=1}^n E(X_i) = 0$ par linéarité.

De plus $S_n^2 = (\sum_{i=1}^n X_i)^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2 + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} X_i X_j$. Par indépendance des $(X_i)_{i \geq 1}$, on a :

$E(X_i X_j) = E(X_i)E(X_j) = 0$, d'où :

$$E(S_n^2) = E(\sum_{i=1}^n X_i^2 + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} X_i X_j) = \sum_{i=1}^n E(X_i^2) = \frac{n}{12}$$

2. Comme $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$, on a $e^{\lambda S_n} = e^{\lambda \sum_{i=1}^n X_i} = \prod_{i=1}^n e^{\lambda X_i}$. Pour tout entier n non nul, l'indépendance mutuelle des $(X_i)_{1 \leq i \leq n}$, assure que les variables $(e^{\lambda X_i})_{1 \leq i \leq n}$ sont elles-mêmes mutuellement indépendantes et donc :

$$\begin{aligned} E(e^{\lambda S_n}) &= E\left(\prod_{i=1}^n e^{\lambda X_i}\right) = \prod_{i=1}^n E(e^{\lambda X_i}) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\lambda} (e^{\lambda/2} - e^{-\lambda/2}) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\lambda} 2f(\lambda/2) \\ &= \prod_{i=1}^n \left(\frac{f(\lambda/2)}{\lambda/2}\right) \end{aligned}$$

D'où : $E[e^{\lambda S_n}] = \left(\frac{f(\lambda/2)}{\lambda/2}\right)^n$.

3. Pour tout réel u :

$$f(u) = \frac{1}{2} \left(\sum_{i=0}^{\infty} \frac{u^i}{i!} - \sum_{i=0}^{\infty} \frac{(-1)^i u^i}{i!} \right) = \frac{1}{2} \left(\sum_{k=0}^{\infty} 2 \frac{u^{2k+1}}{(2k+1)!} \right) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{u^{2k+1}}{(2k+1)!}.$$

D'où pour tout réel $u > 0$: $\frac{f(u)}{u} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{u^{2k}}{(2k+1)!}$.

D'autre part : $e^{\frac{u^2}{6}} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{u^{2k}}{6^k k!}$.

Pour tout entier k , on considère la propriété : $\mathcal{P}(k) : (2k+1)! \geq 6^k k!$.

→ la relation $\mathcal{P}(0)$ est vérifiée.

→ Supposons $\mathcal{P}(k)$ vraie pour un certain rang k , on a

$$\begin{aligned} (2(k+1)+1)! &= (2k+3)(2k+2)(2k+1)! = 2(2k+3)(k+1)(2k+1)! \\ &\geq 6(k+1)(2k+1)! \geq 6(k+1)6^k k! \end{aligned}$$

Donc $(2(k+1)+1)! \geq 6^{k+1}(k+1)!$ et $\mathcal{P}(k+1)$ est vraie.

Ainsi $\mathcal{P}(k)$ est vraie pour tout entier k , en conséquence, pour tout k : $\frac{u^{2k}}{(2k+1)!} \leq \frac{u^{2k}}{6^k k!}$, ce qui établit que : $\forall u > 0, \frac{f(u)}{u} \leq e^{\frac{u^2}{6}}$ (*).

4. Pour tous réels t et $\lambda > 0$: $S_n \geq t \iff e^{\lambda S_n} \geq e^{\lambda t}$, d'où $P(S_n \geq t) = P(e^{\lambda S_n} \geq e^{\lambda t})$.

Comme $e^{\lambda S_n}$ est positive et admet une espérance, par l'inégalité de Markov, on a :

$$P(e^{\lambda S_n} \geq e^{\lambda t}) \leq \frac{E(e^{\lambda S_n})}{e^{\lambda t}} \text{ puis (1) entraîne } P(e^{\lambda S_n} \geq e^{\lambda t}) \leq \frac{\left(\frac{f(\lambda/2)}{\lambda/2}\right)^n}{e^{\lambda t}}$$

De (*) on déduit : $P(S_n \geq t) \leq e^{-\lambda t + n \frac{\lambda^2}{24}}$.

5. Pour t et n fixés, le polynôme $q : \lambda \mapsto -\lambda t + n \frac{\lambda^2}{24}$ est minimum pour $\lambda = \frac{12t}{n}$ et son minimum est $q\left(\frac{12t}{n}\right) = -\frac{6t^2}{n}$. On déduit pour $\lambda = \frac{12t}{n}$ que $P(S_n \geq t) \leq e^{-\frac{6t^2}{n}}$.

6. Pour tout entier i , $V(X_i) = \sigma^2 = \frac{1}{12}$, le théorème central limite s'applique.

Pour tout $t \geq 0$, $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{S_n}{\sqrt{n/12}} \geq t\right) = P(Z \geq t)$, où Z suit la loi $\mathcal{N}(0, 1)$.

Or $P(S_n \geq \sqrt{n} \sqrt{\frac{1}{12}} t) \leq e^{-\frac{6(\sqrt{n} \sqrt{\frac{1}{12}} t)^2}{n}}$, d'où $P\left(\frac{S_n}{\sqrt{n/12}} \geq t\right) \leq e^{-\frac{t^2}{2}}$ et il n'y a plus qu'à faire $n \rightarrow \infty$.

Exercice 3.11.

Toutes les variables aléatoires considérées dans cet exercice sont définies sur un espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) .

Soient λ et p deux réels tels que $\lambda > 0$ et $0 < p < 1$.

On considère le couple de variables aléatoires (X, Y) à valeurs dans \mathbb{N}^2 , de loi définie par :

$$\forall (k, n) \in \mathbb{N}^2, P(X = n, Y = k) = \begin{cases} \frac{e^{-\lambda} \lambda^n p^k (1-p)^{n-k}}{k!(n-k)!} & \text{si } 0 \leq k \leq n \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

1. Vérifier que la relation ci-dessus définit bien une loi de probabilité sur \mathbb{N}^2 .

2. Déterminer la loi marginale de la variable aléatoire X , puis celle de la variable aléatoire Y . Les variables aléatoires X et Y sont-elles indépendantes ?

3. Déterminer la loi conditionnelle de la variable aléatoire Y , sachant que $(X = n)$ est réalisé.
4. Soit Z la variable aléatoire définie par $Z = X - Y$. Déterminer la loi de la variable aléatoire Z .
5. Les variables aléatoires Y et Z sont-elles indépendantes ?

Solution :

Remarquons que la loi du couple (X, Y) peut s'écrire :

$$P[\{X = n, Y = k\}] = \frac{e^{-\lambda} \lambda^n p^k (1-p)^{n-k}}{k!(n-k)!} \mathbf{1}_{\{0 \leq k \leq n\}}$$

1. Pour tout $(k, n) \in \mathbb{N}^2$, $P[\{X = n, Y = k\}] \geq 0$. Il suffit de vérifier que $\sum_{n=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{\infty} P[X = n, Y = k] = 1$.

On écrit :

$$\begin{aligned} \sum_{n=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{\infty} P[X = n, Y = k] &= \sum_{n=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^n p^k (1-p)^{n-k}}{k!(n-k)!} \mathbf{1}_{\{0 \leq k \leq n\}} \\ &= e^{-\lambda} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\lambda^n}{n!} \sum_{k=0}^n \frac{n! p^k (1-p)^{n-k}}{k!(n-k)!} \\ &= e^{-\lambda} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\lambda^n}{n!} \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \\ &= e^{-\lambda} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\lambda^n}{n!} (1 + (1-p))^n \\ \sum_{n=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{\infty} P[X = n, Y = k] &= e^{-\lambda} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\lambda^n}{n!} = e^{-\lambda} e^{\lambda} = 1 \end{aligned}$$

2. Par définition, la loi marginale de la variable aléatoire X est donnée par, pour tout $n \in \mathbb{N}$:

$$P[X = n] = \sum_{k=0}^{\infty} P[X = n, Y = k] = \sum_{k=0}^n \frac{e^{-\lambda} \lambda^n p^k (1-p)^{n-k}}{k!(n-k)!} = e^{-\lambda} \frac{\lambda^n}{n!}$$

Ainsi X suit la loi de Poisson de paramètre $\lambda > 0$.

Par définition, la loi marginale de la variable aléatoire Y est donnée par, pour tout $k \in \mathbb{N}$:

$$\begin{aligned} P[Y = k] &= \sum_{n=0}^{\infty} P[X = n, Y = k] = \frac{e^{-\lambda} (\lambda p)^k}{k!} \sum_{n=k}^{\infty} \frac{[\lambda(1-p)]^{n-k}}{(n-k)!} \\ &= \frac{e^{-\lambda} (\lambda p)^k}{k!} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{[\lambda(1-p)]^n}{n!} \end{aligned}$$

$$P[Y = k] = \frac{e^{-\lambda} (\lambda p)^k}{k!} e^{\lambda(1-p)} = e^{-\lambda p} \frac{(\lambda p)^k}{k!} :$$

Y suit la loi de Poisson de paramètre $\lambda p > 0$.

On a : $P[X = 0] = e^{-\lambda}$, $P[Y = 0] = e^{-\lambda p}$, $P[X = 0, Y = 0] = e^{-\lambda}$, et $e^{-\lambda} e^{-\lambda p} \neq e^{-\lambda}$.

D'où on déduit que les variables aléatoires X et Y ne sont pas indépendantes.

3. La loi conditionnelle de la variable aléatoire Y sachant $\{X = n\}$ est bien définie et est donnée par, pour tout $k \in \mathbb{N}$:

$$P_{(X=n)}[Y = k] = \frac{P[X = n, Y = k]}{P[X = n]} = \frac{e^{-\lambda} \lambda^n p^k (1-p)^{n-k}}{k!(n-k)!} \mathbf{1}_{\{0 \leq k \leq n\}} \frac{n!}{e^{-\lambda} \lambda^n}$$

$$P_{(X=n)}[Y = k] = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \mathbf{1}_{\{0 \leq k \leq n\}}$$

Ainsi, la loi conditionnelle de la variable aléatoire Y sachant $\{X = n\}$, est la loi binomiale de paramètres n et p .

4. D'après la formule des probabilités totales on a, pour tout $n \in \mathbb{N}$:

$$P(Z = n) = \sum_{k=0}^{\infty} P((X = n+k) \cap (Y = k)) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^{n+k} p^k (1-p)^n}{k!n!}$$

$$= e^{-\lambda} \frac{[\lambda(1-p)]^n}{n!} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\lambda p)^k}{k!}$$

$$P(Z = n) = e^{-\lambda(1-p)} \frac{[\lambda(1-p)]^n}{n!}$$

On voit que la variable aléatoire Z suit la loi de Poisson de paramètre $\lambda(1-p) > 0$.

5. Nous avons, pour tout $(k, n) \in \mathbb{N}^2$:

$$\star P[Y = k]P[Z = n] = e^{-\lambda p} \frac{(\lambda p)^k}{k!} e^{-\lambda(1-p)} \frac{[\lambda(1-p)]^n}{n!} = \frac{e^{-\lambda} \lambda^{k+n} p^k (1-p)^n}{k!n!}$$

$$\star P[Y = k, Z = n] = P[Y = k, X - Y = n] = P[X = n+k, Y = k]$$

$$= \frac{e^{-\lambda} \lambda^{n+k} p^k (1-p)^n}{k!n!},$$

On en déduit que les variables aléatoires Y et Z sont indépendantes.

Exercice 3.12.

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ une suite de variables aléatoires indépendantes définies sur le même espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) et suivant toutes la loi de Poisson de paramètre $\theta > 0$ inconnu.

Pour $n \geq 2$, on pose $M_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k$.

1. Montrer que pour tout $c > 0$, la variable aléatoire e^{-cM_n} admet une espérance, et la calculer.

2. Pour $n \geq 2$, soit $c_n = n \ln \left(\frac{n}{n-1} \right)$. On choisit T_n comme estimateur de $e^{-\theta}$, où T_n est défini par :

$$T_n(X_1, \dots, X_n) = e^{-c_n M_n}.$$

a) Montrer que T_n est un estimateur sans biais de $e^{-\theta}$.

b) Calculer la variance de T_n .

c) Montrer que, pour tout $\theta > 0$, $(T_n)_n$ converge en probabilité vers $e^{-\theta}$.

Solution :

1. La variable aléatoire M_n étant à valeurs dans \mathbb{N} et la constante c étant positive, on déduit que : $0 \leq e^{-cM_n} \leq 1$. Ainsi, la variable aléatoire e^{-cM_n} est bornée et admet donc une espérance.

$$E[e^{-cM_n}] = E\left[e^{-\frac{c}{n} \sum_{k=1}^n X_k}\right] = E\left[\prod_{k=1}^n e^{-\frac{c}{n} X_k}\right] = \prod_{k=1}^n E[e^{-\frac{c}{n} X_k}] = \left(E[e^{-\frac{c}{n} X_1}]\right)^n$$

D'après le théorème de transfert :

$$E[e^{-\frac{c}{n} X_1}] = e^{-\theta} \sum_{k=0}^{\infty} e^{-\frac{c}{n} k} \frac{\theta^k}{k!} = e^{-\theta} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(e^{-\frac{c}{n}} \theta)^k}{k!} = e^{-\theta} e^{\theta e^{-\frac{c}{n}}} = e^{-\theta(1-e^{-\frac{c}{n}})}.$$

On conclut que : $E[e^{-cM_n}] = e^{-n\theta(1-e^{-\frac{c}{n}})}$.

2. a) D'après la question précédente, nous savons que cette espérance existe et vaut :

$$E[T_n(X_1, \dots, X_n)] = E[e^{-c_n M_n}] = e^{-n\theta(1-e^{-\frac{c_n}{n}})}$$

De plus, $e^{-\frac{c_n}{n}} = e^{-\ln\left(\frac{n-1}{n}\right)} = e^{\ln\left(\frac{n-1}{n}\right)} = \frac{n-1}{n}$. Ainsi, $1 - e^{-\frac{c_n}{n}} = \frac{1}{n}$ et on conclut :

$$E[T_n(X_1, \dots, X_n)] = e^{-n\theta \frac{1}{n}} = e^{-\theta}.$$

Par définition, cela signifie que T_n est un estimateur sans biais de $e^{-\theta}$.

b) D'après la question 1, T_n admet un moment d'ordre 2 et par définition

$$V[T_n(X_1, \dots, X_n)] = E[e^{-2c_n M_n}] - E[e^{-c_n M_n}]^2 = E[e^{-2c_n M_n}] - e^{-2\theta},$$

d'après la question 2 a)

D'après la question 1, $E[e^{-2c_n M_n}] = e^{-n\theta(1-e^{-\frac{2c_n}{n}})}$.

De plus, $e^{-\frac{2c_n}{n}} = \left(\frac{n-1}{n}\right)^2$ et $1 - e^{-\frac{2c_n}{n}} = \frac{2n-1}{n^2}$. Ainsi :

$$E[e^{-2c_n M_n}] = e^{-\theta \frac{2n-1}{n}} = e^{-2\theta} e^{\frac{\theta}{n}}$$

et on conclut que :

$$V[T_n(X_1, \dots, X_n)] = e^{-2\theta} e^{\frac{\theta}{n}} - e^{-2\theta} = e^{-2\theta} \left(e^{\frac{\theta}{n}} - 1\right).$$

c) D'après la question 1, la variable aléatoire $e^{-c_n M_n}$ a un moment d'ordre 2, on peut donc appliquer l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev.

Ainsi, pour tout $\varepsilon > 0$, on obtient en utilisant les questions 2 a) et b) :

$$P[|e^{-c_n M_n} - e^{-\theta}| > \varepsilon] \leq \frac{e^{-2\theta} (e^{\frac{\theta}{n}} - 1)}{\varepsilon^2}.$$

Étant donné que $e^{\frac{\theta}{n}}$ admet 1 comme limite quand n tend vers l'infini. On déduit de la question 2. c que, pour tout $\theta > 0$, pour tout $\varepsilon > 0$:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P[|T_n(X_1, \dots, X_n) - e^{-\theta}| > \varepsilon] = 0,$$

ce qui signifie que pour tout $\theta > 0$, $(T_n(X_1, \dots, X_n))_n$ converge en probabilité vers $e^{-\theta}$.

Exercice 3.13.

On considère une suite de variables aléatoires $(\Delta_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ indépendantes et de même loi exponentielle de paramètre 1, définies sur un espace probabilisé (Ω, \mathcal{F}, P) .

On pose $T_0 = 0$ et pour tout entier naturel n non nul, on note T_n la variable aléatoire définie par :

$$T_n = \sum_{i=1}^n \Delta_i$$

1. Pour tout entier naturel n , déterminer l'espérance et la variance de la variable aléatoire T_n .

2. Soit t un réel positif ou nul.

a) Pour tout entier naturel n strictement supérieur à t , justifier la relation :

$$(T_n < t) \subset (|T_n - n| \geq n - t)$$

b) En déduire la valeur de $\lim_{n \rightarrow \infty} P(T_n < t)$.

c) Montrer que l'événement $\bigcap_{k=1}^{\infty} (T_k < t)$ est de probabilité nulle.

3. Soit t un réel positif ou nul. Étant donné un élément ω de Ω , on note $N(t)(\omega)$ le plus grand élément de l'ensemble $\{n \in \mathbb{N} / T_n(\omega) \leq t\}$ (qui contient 0) si cet ensemble est fini, et 0 sinon.

Montrer que l'application $N(t)$ est une variable aléatoire réelle vérifiant :

$$P(N(t) = 0) = P(T_1 > t).$$

4. a) Pour tout entier naturel n non nul, reconnaître la loi de la variable aléatoire T_n .

b) Montrer que pour tout réel strictement positif t et pour tout entier naturel n on a :

$$\sum_{k=0}^n \frac{t^k e^{-t}}{k!} + e^{-t} \int_0^t \frac{(t-u)^n}{n!} e^u du = 1$$

c) En remarquant que pour tout entier naturel n , $P(N(t) \leq n) = P(T_{n+1} > t)$, en déduire l'égalité :

$$P(N(t) \leq n) = \sum_{k=0}^n \frac{t^k e^{-t}}{k!}$$

d) Pour tout réel t positif ou nul, reconnaître la loi de la variable aléatoire $N(t)$.

Solution :

1. La variable aléatoire T_n admet une espérance et une variance comme somme finie de variables aléatoires admettant une espérance et une variance.

$$E[T_n] = E\left[\sum_{k=1}^n \Delta_k\right] = \sum_{k=1}^n E[\Delta_k] = nE[\Delta_1] = n, \quad V[T_n] = V\left[\sum_{k=1}^n \Delta_k\right] = \sum_{k=1}^n V[\Delta_k]$$

$$\text{Soit } : E(T_n) = V(T_n) = \sum_{k=1}^n 1 = n$$

car les variables aléatoires $\Delta_1, \dots, \Delta_n$ sont indépendantes et car $E(\Delta_1) = V[\Delta_1] = 1$.

2. a) $(T_n < t) \subset (|T_n - n| < n - t)$ (le deuxième événement est $(T_n < t) \cup (T_n > 2n - t)$)

b) La variable aléatoire a une variance car somme finie de variables aléatoires ayant une variance. Ainsi, d'après l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev,

$$\forall \varepsilon > 0, P[|T_n - E[T_n]| \geq \varepsilon] \leq \frac{V[T_n]}{\varepsilon^2} = \frac{n}{\varepsilon^2}$$

Pour $\varepsilon = n - t > 0$, et en utilisant la question 2 a), on obtient que pour tout $n \in \mathbb{N}$ tel que $n > t$:

$$0 \leq P\{T_n < t\} \leq P\{|T_n - n| \geq n - t\} \leq \frac{n}{(n - t)^2}.$$

Comme $\frac{n}{(n - t)^2}$ tend vers 0 quand n tend vers l'infini, on en déduit par encadrement que :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\{T_n < t\} = 0.$$

c) Pour tout $k \in \mathbb{N}^*$, posons $A_k = \{T_k < t\}$. Alors, étant donné que les variables aléatoires Δ_k sont positives, la suite $(A_k)_{k \in \mathbb{N}}$ est une suite décroissante d'événements, ainsi d'après un théorème du cours :

$$P\left[\bigcap_{k=1}^{\infty} A_k\right] = \lim_{n \rightarrow \infty} P[A_n] = 0.$$

3. D'après l'énoncé :

$$\begin{aligned} P\{N(t) = 0\} &= P[(T_1 > t) \cup \{\bigcap_{k=1}^{\infty} (T_k < t)\}] = P[T_1 > t] + P\left[\bigcap_{k=1}^{\infty} (T_k < t)\right] \\ &= P\{T_1 > t\}, \end{aligned}$$

4. a) La variable aléatoire T_n , qui est somme de n variables aléatoires indépendantes de loi exponentielle de paramètre 1, suit une loi gamma de paramètres n et 1.

b) Pour tout réel t , $e^{-t}e^t = 1$. Le résultat est obtenu en remarquant que l'application \exp est de classe C^∞ sur \mathbb{R} , et en appliquant la formule de Taylor avec reste intégral à l'ordre $n + 1$ en 0.

c) D'après l'énoncé, $P\{N(t) \leq n\} = P\{T_{n+1} > t\}$. D'après la question 4 a), la variable aléatoire T_{n+1} suit une loi gamma de paramètres $n + 1$ et 1.

$$P[N(t) \leq n] = P[T_{n+1} > t] = 1 - P[T_{n+1} \leq t] = 1 - \int_0^t \frac{x^n}{n!} e^{-x} dx$$

En effectuant le changement de variables $x = t - u$ qui est C^1 , nous obtenons :

$$P[N(t) \leq n] = 1 - e^{-t} \int_0^t \frac{(t - u)^n}{n!} e^u du = \sum_{k=0}^n \frac{t^k e^{-t}}{k!}$$

d) Pour tout réel t strictement positif et pour tout entier naturel n , nous avons :

$$P[N(t) = n] = P[N(t) \leq n] - P[N(t) \leq n - 1] = \frac{t^n e^{-t}}{n!}$$

Ainsi, on conclut que pour tout réel t strictement positif, la variable aléatoire $N(t)$ suit la loi de Poisson de paramètre t .

Si $t = 0$, alors $P[N(0) = 0] = P[T_1 > 0] = 1$. Ainsi, $N(t)$ est la variable aléatoire constante égale à 0 (qui est aussi, si on ose, une variable aléatoire suivant la loi de Poisson de paramètre 0).

Exercice 3.14.

Soit (Ω, \mathcal{F}, P) un espace probabilisé et $(X_i)_{i \in \mathbb{N}^*}$ une suite de variables aléatoires définies sur cet espace, mutuellement indépendantes de même loi ayant pour densité la fonction :

$$f : t \mapsto \frac{2t}{\theta^2} \mathbf{1}_{[0, \theta]}(t)$$

où θ est un paramètre réel strictement positif.

Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, on pose $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$

1. a) Calculer $E(X_1)$ et en déduire que pour tout $n > 0$, la variable aléatoire $T_n = \frac{3}{2} \bar{X}_n$ est un estimateur sans biais du paramètre θ .

b) Calculer son risque quadratique $r_{T_n}(\theta)$ et étudier la convergence en probabilités de la suite d'estimateurs $(T_n)_{n>0}$.

2. Appliquer le théorème limite central à (\bar{X}_n) . En déduire un intervalle de confiance au niveau 95% pour θ , basé sur l'estimateur \bar{X}_n . (Si on note Φ la fonction de répartition d'une variable aléatoire qui suit une loi $\mathcal{N}(0, 1)$, on donne, pour $t = 1,96$: $2\Phi(t) - 1 = 0,95$)

3. Soit la variable aléatoire : $M_n = \sup\{X_1, \dots, X_n\}$.

a) Calculer la fonction de répartition G de M_n .

b) Soit $\delta \geq 0$. Étudier la convergence de la série de terme général $P(|M_n - \theta| > \delta)$.

c) Calculer $E(M_n)$ et étudier les propriétés de la variable aléatoire $M'_n = \frac{2n+1}{2n} M_n$ en tant qu'estimateur du paramètre θ .

Solution :

1. a) On a $E(X) = \int_0^\theta t \times \frac{2t}{\theta^2} dt = \frac{2}{3} \theta$.

Pour $n > 0$, $E(T_n) = \frac{3}{2} E(\bar{X}) = \theta$ donc T_n est un estimateur sans biais du paramètre θ .

b) On a $r_{T_n}(\theta) = V(T_n) + (E(T_n) - \theta)^2 = V(T_n) + 0 = V(\frac{3}{2} \bar{X}) = \frac{9}{4} \times \frac{1}{n^2} \times n V(X_1)$ (car les X_i sont indépendants).

Or $V(X_1) = \int_0^\theta t^2 \times \frac{2t}{\theta^2} dt - (\frac{2}{3} \theta)^2 = \frac{\theta^2}{18n}$ d'où : $r_{T_n}(\theta) = \frac{\theta^2}{8n}$.

L'inégalité de Bienaymé Tchebychev permet de conclure à la convergence de la suite d'estimateurs $(T_n)_n$

2. On applique le théorème limite central à la suite de variables aléatoires $(X_n)_n$: la suite de variables aléatoires réelles : $Z_n = \sqrt{n} \frac{\bar{X} - \frac{2}{3} \theta}{\frac{\theta}{\sqrt{18}}} = \frac{\sqrt{18n}}{\theta} \bar{X}_n - 2\sqrt{2n}$ converge en loi vers une variable aléatoire Z de loi $\mathcal{N}(0, 1)$.

Ainsi $P(-t \leq Z_n \leq t) = 2\Phi(t) - 1 \geq 0.95 \iff \Phi(t) \geq 0.975 \iff t \geq 1.96$

soit

$$-t \leq Z_n \leq t \iff \sqrt{2n} - t \leq \frac{\sqrt{18n}}{\theta} \bar{X}_n \leq \sqrt{2n} + t$$

$$\iff \frac{3\sqrt{2n}\bar{X}_n}{2\sqrt{2n} + 1.96} \leq \theta \leq \frac{3\sqrt{2n}\bar{X}_n}{2\sqrt{2n} - 1.96}.$$

D'où l'intervalle de confiance cherché : $\left[\frac{3\sqrt{2n}\bar{X}_n}{2\sqrt{2n} + 1.96}, \frac{3\sqrt{2n}\bar{X}_n}{2\sqrt{2n} - 1.96} \right]$.

3. a) Soit un réel x , on a $P(M_n \leq x) = \prod_{i=1}^n P(X \leq x)$ (intersection d'événements indépendants

et de même probabilité) et $P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt = \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq 0 \\ \frac{x^2}{\theta^2} & \text{si } 0 \leq x \leq \theta \\ 1 & \text{si } x \geq \theta \end{cases}$

D'où la fonction de répartition : $G(x) = P(M_n \leq x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq 0 \\ (\frac{x}{\theta})^{2n} & \text{si } 0 \leq x \leq \theta \\ 1 & \text{si } x \geq \theta \end{cases}.$

b) * Si $0 < \delta \leq \theta$. Alors :

$$P(|M_n - \theta| > \delta) = P(M_n < \theta - \delta) + 1 - P_\theta(M_n < \theta + \delta)$$

$$= G(\theta - \delta) + 1 - G(\theta + \delta) = \left(\frac{\theta - \delta}{\theta}\right)^{2n} + 1 - 1$$

$$= \left(\frac{\theta - \delta}{\theta}\right)^{2n}$$

On reconnaît une série géométrique de raison < 1 donc convergente.

* Si $\theta < \delta$, tous les termes de la série sont nuls.

c) Une densité de M_n est $g(x) = \frac{2n}{\theta^{2n}} x^{2n-1} \mathbf{1}_{[0,\theta]}(x)$.

On a : $E(M_n) = \int_0^\theta \frac{2n}{\theta^{2n}} x^{2n} dx = \frac{2n}{2n+1} \theta,$

M_n est un estimateur biaisé de θ ce défaut est corrigé avec $M'_n = \frac{2n+1}{2n} M_n,$

On a : $r_{M'_n}(\theta) = V_\theta(M'_n) + (E_\theta(M'_n) - \theta)^2 = V_\theta(M'_n) = \left(\frac{2n+1}{2n}\right)^2 V_\theta(M_n)$

Or $V(M_n) = E_\theta(M_n^2) - \left(\frac{2n}{2n+1}\right)^2 \theta^2 = \int_0^\theta \frac{2n}{\theta^{2n}} x^{2n+1} dx - \left(\frac{2n}{2n+1}\right)^2 \theta^2$

$$= \left(\frac{n}{n+1}\right) \theta^2 - \left(\frac{2n}{2n+1}\right)^2 \theta^2 = \frac{\theta^2}{(n+1)(2n+1)^2}$$

d'où $r_{M'_n}(\theta) = \frac{\theta^2}{4n^2(n+1)} < r_{T_n}(\theta).$

Cet estimateur de θ est donc de meilleure qualité que T_n .

Exercice 3.15.

On considère un jeu de roulette avec n issues possibles (les numéros allant de 1 à n). Une partie est constituée d'exactly n lancers successifs de la boule. Pour une partie donnée, on note :

- A_n l'événement : chaque numéro sort exactement une fois,
- X_i la variable aléatoire égale au nombre d'apparitions du numéro i ,
- $S_n = \sum_{i=1}^n \mathbf{1}_{(X_i=0)}$

1. Calculer la probabilité de l'événement A_n .

2. Donner un équivalent de $P(A_n)$ lorsque n tend vers l'infini. (On pourra utiliser la formule de Stirling $n! \sim \sqrt{2\pi n} \left(\frac{n}{e}\right)^n$).

Dans toutes les questions suivantes, le nombre n est fixé.

3. a) Quelle est la loi de X_i ?

b) Pour $j, k \in \mathbb{N}$, calculer la probabilité conditionnelle $P_{(X_1+\dots+X_{n-1}=j)}(X_n = k)$. Les variables aléatoires X_i , $1 \leq i \leq n$ sont-elles indépendantes ?

4. Que représente $\frac{S_n}{n}$? Calculer $E\left(\frac{S_n}{n}\right)$ puis en donner un équivalent pour $n \rightarrow +\infty$.

5. On note S'_n le nombre de numéros sortis exactement une fois lors d'une partie et S''_n le nombre de numéros sortis au moins deux fois lors d'une partie. Calculer $E\left(\frac{S'_n}{n}\right)$ et $E\left(\frac{S''_n}{n}\right)$.

6. a) On effectue une suite de parties toutes de même nombre de lancers n fixé. Pour tout $j \in \mathbb{N}^*$, on note T_j, T'_j, T''_j respectivement les proportions de numéros sortis 0, 1 ou au moins 2 fois au cours des n lancers de la j ième partie. Montrer que les trois variables aléatoires $\frac{1}{N}(T_1 + \dots + T_N)$, $\frac{1}{N}(T'_1 + \dots + T'_N)$ et $\frac{1}{N}(T''_1 + \dots + T''_N)$ convergent en probabilité.

b) Pour une roulette standard : $n = 37$ numéros, on donne $\left(\frac{36}{37}\right)^{37} = 0.362$ et $\left(\frac{36}{37}\right)^{36} = 0.372$. Conclure.

Solution :

1. Les résultats des lancers sont indépendants ; chaque nouveau lancer doit faire apparaître un numéro différent : $P(A_n) = \frac{n}{n} \times \frac{n-1}{n} \times \dots \times \frac{1}{n} = \frac{n!}{n^n}$.

2. On a $n! \sim \sqrt{2\pi n} \left(\frac{n}{e}\right)^n$ donc $P(A_n) \sim \sqrt{2\pi n} e^{-n}$.

3. a) On a $X_i = \sum_{j=1}^n b_{i,j}$ où $b_{i,j}$, $1 \leq j \leq n$ est une variable aléatoire de Bernoulli qui vaut 1 si le numéro i sort lors du j ème lancer, son paramètre est $\frac{1}{n}$. Il y a répétition de n épreuves indépendantes donc X_i suit la loi binômiale $\mathcal{B}(n, 1/n)$.

b) On remarque : $X_1 + \dots + X_n = n$, d'où pour $j, k \geq 0$,

$$P_{(X_1+\dots+X_{n-1}=j)}(X_n = k) = \begin{cases} 1 & \text{si } k = n - j \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Si les X_i étaient indépendantes alors les variables $X_1 + \dots + X_{n-1}$ et X_n devraient aussi être indépendantes (lemme des coalitions) ce qui contredit la calcul de la probabilité conditionnelle ci-dessus.

Donc les variables aléatoires $X_i, 1 \leq i \leq n$ ne sont pas indépendantes.

4. La fraction $\frac{S_n}{n}$ est la proportion de numéros jamais sortis au cours des n tirages. Par linéarité de l'espérance, et le fait que tous les X_i ont même loi, il vient :

$$E\left(\frac{S_n}{n}\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P(X_i = 0) = P(X_1 = 0) = \binom{n}{0} \left(\frac{1}{n}\right)^0 \left(1 - \frac{1}{n}\right)^n = \left(1 - \frac{1}{n}\right)^n \sim e^{-1}$$

5. On a

$$\begin{aligned} E\left(\frac{S'_n}{n}\right) &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P(X_i = 1) = P(X_1 = 1) = \binom{n}{1} \left(\frac{1}{n}\right) \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{n-1} = n \frac{1}{n} \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{n-1} \\ &= \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{n-1} \end{aligned}$$

et

$$S_n + S'_n + S''_n = n \implies E\left(\frac{S''_n}{n}\right) = 1 - E\left(\frac{S_n}{n}\right) - E\left(\frac{S'_n}{n}\right) = 1 - \left(2 - \frac{1}{n}\right) \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{n-1}$$

6. a) Pour n fixé, les variables $T_j, 1 \leq j \leq N$ sont indépendantes de même loi et admettent une espérance $E(T_j) = \left(1 - \frac{1}{n}\right)^n$ et une variance ; la loi faible des grands nombres s'applique :

$$\forall \varepsilon > 0, \lim_{N \rightarrow \infty} P\left[\left|\frac{1}{N}(T_1 + \dots + T_N) - \left(1 - \frac{1}{n}\right)^n\right| > \varepsilon\right] = 0$$

Il en est de même pour T'_j et T''_j , d'où les convergences en probabilité :

$$\begin{aligned} \frac{1}{N}(T_1 + \dots + T_N) &\rightarrow \left(1 - \frac{1}{n}\right)^n = \left(\frac{n-1}{n}\right)^n \\ \frac{1}{N}(T'_1 + \dots + T'_N) &\rightarrow \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{n-1} = \left(\frac{n-1}{n}\right)^{n-1} \\ \frac{1}{N}(T''_1 + \dots + T''_N) &\rightarrow 1 - \left(2 - \frac{1}{n}\right) \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{n-1} \end{aligned}$$

b) Pour une roulette standard : $n = 37$ numéros, $\left(\frac{36}{37}\right)^{37} = 36,2\%$ des numéros ne sortent pas, $\left(\frac{36}{37}\right)^{36} = 37,2\%$ des numéros sortent 1 seule fois et les autres $26,4\%$ sortent au moins 2 fois.

Exercice 3.16.

1. Soit (a_n) une suite réelle croissante qui converge vers $\ell \in \mathbb{R}$.

Montrer que $\forall n \in \mathbb{N}, a_n \leq \ell$.

2. On pose pour tout entier $n > 0 : a_n = \frac{\sqrt{n}}{4^n} \binom{2n}{n}$.

a) Montrer grâce à la formule de Stirling : $n! \sim \left(\frac{n}{e}\right)^n \sqrt{2\pi n}$ que la suite $(a_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ converge vers un réel à déterminer.

b) Montrer que pour tout entier $n > 0 :$

$$0 \leq a_{n+1} - a_n = a_n \frac{(\sqrt{n+1} - \sqrt{n})^2}{2\sqrt{n}\sqrt{n+1}} \leq \frac{1}{\sqrt{\pi}} \frac{1}{8n(n+1)} = \frac{1}{8\sqrt{\pi}} \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{n+1} \right)$$

c) Montrer que pour tous les entiers k , tels que $1 \leq k < p$:

$$0 \leq a_p - a_k \leq \frac{1}{8k\sqrt{\pi}}$$

et en déduire, pour tout entier $k > 0$:

$$0 \leq \frac{1}{\sqrt{\pi}} - a_k \leq \frac{1}{8k\sqrt{\pi}}, \text{ puis } \frac{1}{\pi k} - \frac{1}{4\pi k^2} \leq \frac{a_k^2}{k} \leq \frac{1}{\pi k}$$

3. Dans un plan rapporté à un repère (O, \vec{i}, \vec{j}) , une puce située à un instant t au point de coordonnées $(i, j) \in \mathbb{Z}^2$ se déplace aléatoirement pour aller en l'un des 4 points $(i+1, j-1)$, $(i+1, j+1)$, $(i-1, j-1)$, $(i-1, j+1)$ avec la même probabilité à l'instant $t+1$. La puce est à l'origine O à l'instant $t=0$ et chaque saut est indépendant du précédent.

On note X_k et Y_k les coordonnées de la puce à l'instant k .

a) Calculer la probabilité des événements $(X_k = 0)$ et $(Y_k = 0)$.

b) Pour $n \geq 1$, on note U_n le nombre de passages à l'origine O entre les instants 1 et $2n$.

Montrer que : $E(U_n) = \sum_{k=1}^n \frac{a_k^2}{k}$.

c) En déduire un équivalent de $E(U_n)$ lorsque n tend vers $+\infty$. (On pourra utiliser : $\sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \sim \ln(n)$ lorsque $n \rightarrow +\infty$.)

Solution :

1. Par l'absurde : s'il existe n_0 tel que : $a_{n_0} > \ell$ alors $\forall n \geq n_0, a_n \geq \ell + \epsilon$ (en posant $\epsilon = \frac{a_{n_0} - \ell}{2}$)

d'où en passant à la limite : $\ell \geq \ell + \epsilon \implies \epsilon \leq 0$. Ce qui est absurde.

2. a) Soit $n > 0$. On a $a_n = \frac{\sqrt{n}}{4^n} \binom{2n}{n} \sim \frac{\sqrt{n}}{4^n} \frac{\left(\frac{2n}{e}\right)^{2n} \sqrt{4\pi n}}{\left(\frac{n}{e}\right)^{2n} 2\pi n} = \frac{1}{\sqrt{\pi}}$. Donc $(a_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ converge vers $\frac{1}{\sqrt{\pi}}$.

b) Pour tout entier $n > 0$:

• $a_{n+1} - a_n = a_n \left(\frac{a_{n+1}}{a_n} - 1 \right) = a_n \frac{2n+1 - 2\sqrt{n}\sqrt{n+1}}{2\sqrt{n}\sqrt{n+1}} = a_n \frac{(\sqrt{n+1} - \sqrt{n})^2}{2\sqrt{n}\sqrt{n+1}}$, donc $a_{n+1} - a_n \geq 0$

• $(\sqrt{n+1} - \sqrt{n})^2 = \frac{(n+1) - n}{(\sqrt{n+1} + \sqrt{n})^2} \leq \frac{1}{4\sqrt{n(n+1)}}$,

car $(\sqrt{n+1} + \sqrt{n})^2 - 4\sqrt{n(n+1)} = (\sqrt{n+1} - \sqrt{n})^2 \geq 0$

• d'où : $0 \leq a_{n+1} - a_n = a_n \frac{(\sqrt{n+1} - \sqrt{n})^2}{2\sqrt{n}\sqrt{n+1}} \leq a_n \frac{1}{4\sqrt{n(n+1)}} \frac{1}{2\sqrt{n(n+1)}} \leq \frac{a_n}{8n(n+1)}$

- enfin, $a_n \leq \frac{1}{\sqrt{\pi}}$ et $\frac{1}{n(n+1)} = \frac{1}{n} - \frac{1}{n+1}$ entraînent : $a_{n+1} - a_n \leq \frac{1}{8\sqrt{\pi}} \left[\frac{1}{n} - \frac{1}{n+1} \right]$.

c) Soit $1 \leq k < p$:

- $a_p - a_k \geq 0$ car la suite (a_n) est croissante.
- et par télescopage : $0 \leq a_p - a_k \leq \frac{1}{8\sqrt{\pi}} \left(\frac{1}{k} - \frac{1}{p} \right) \leq \frac{1}{8k\sqrt{\pi}}$
- pour tout entier $k > 0$, on fait tendre p vers $+\infty$, on obtient : $0 \leq \frac{1}{\sqrt{\pi}} - a_k \leq \frac{1}{8k\sqrt{\pi}}$
- puis : $\frac{1}{k\pi} \left(1 - \frac{1}{8k} \right)^2 \leq \frac{a_k^2}{k} \leq \frac{1}{\pi k}$, ce qui implique que $\frac{1}{\pi k} - \frac{1}{4\pi k^2} \leq \frac{a_k^2}{k} \leq \frac{1}{\pi k}$

3. a) Par symétrie : $P(X_k = 0) = P(Y_k = 0)$.

Pour k impair : il est impossible de revenir en 0 après un nombre impair de déplacements.
 Pour $k = 2p$ pair : il faut autant de déplacements vers la droite (+1) que de déplacements vers la gauche (-1)

$$P(X_{2p} = 0) = \binom{2p}{p} \frac{1}{2^{2p}} = \frac{a_p}{\sqrt{p}}$$

b) Si $n \geq 1$, $U_n = \sum_{k=1}^{2n} 1_{X_k=Y_k=0}$. Par indépendance des variables aléatoires X_k et Y_k :

$$\begin{aligned} E(U_n) &= \sum_{k=1}^{2n} P(X_k = 0 \cap Y_k = 0) = \sum_{k=1}^{2n} P(X_k = 0)P(Y_k = 0) \\ &= \sum_{k=1}^n P(X_{2k} = 0)P(Y_{2k} = 0) = \sum_{k=1}^n (P(X_{2k} = 0))^2 = \sum_{k=1}^n \frac{a_k^2}{k} \end{aligned}$$

On utilise la question 2.c : $\frac{1}{\pi k} - \frac{1}{4\pi k^2} \leq \frac{a_k^2}{k} \leq \frac{1}{\pi k}$, d'où en sommant :

$$\frac{1}{\pi} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} - \sum_{k=1}^n \frac{1}{4\pi k^2} \leq E(U_n) \leq \frac{1}{\pi} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k}$$

Or la série harmonique diverge vers $+\infty$ et la série $\sum_{k=1}^n \frac{1}{4\pi k^2}$ est une série de Riemann

convergente d'où : $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{E(U_n)}{n} = \frac{1}{\pi}$ et $E(U_n) \sim \frac{1}{\pi} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \sim \frac{\ln(n)}{\pi}$ lorsque n tend vers $+\infty$.

Exercice 3.17.

1. Dans un schéma de Bernoulli de probabilité de succès $p \in]0, 1[$, on définit, pour $n \in \mathbb{N}^*$, la variable aléatoire X_n égale au nombre d'échecs avant le $n^{\text{ème}}$ succès. Déterminer la loi de X_n .

On dit que X_n suit la loi binomiale négative de paramètres n et p .

Soit (Ω, \mathcal{A}, P) un espace probabilisé, et X une variable aléatoire définie sur (Ω, \mathcal{A}, P) à valeurs dans \mathbb{N} ; on note : $\forall k \in \mathbb{N}, P(X = k) = p_k$.

On dit que X appartient à \mathcal{E} , si X vérifie la propriété suivante notée (\mathcal{P}) :

$$\exists a \in]-\infty, 1[, \exists b \in \mathbb{R}_+^*, \text{ tels que } \begin{cases} a = 0 \text{ ou } b/a \in \mathbb{Z} \\ \forall k \in \mathbb{N}^*, p_k = \left(a + \frac{b}{k}\right) p_{k-1} \end{cases}$$

On cherche à déterminer les lois des variables aléatoires appartenant à \mathcal{E} .

2. a) On suppose $a = 0$.

Quelles variables aléatoires vérifiant (\mathcal{P}) obtient-on ?

b) Vérifier que toute variable aléatoire suivant une loi binomiale $\mathcal{B}(n, p)$ appartient à \mathcal{E} .
Que valent alors a et b ?

c) Même question pour une loi binomiale négative.

d) On suppose que $X \in \mathcal{E}$ admet une espérance. Exprimer $E(X)$ en fonction de a et b .
Vérifier ce résultat pour les variables aléatoires obtenues aux questions a) et b).

3. Dans cette question, on suppose que X vérifie (\mathcal{P}) avec $a \neq 0$.

a) Montrer que : $\exists c \in \mathbb{R}, \forall k \in \mathbb{N}^*, p_k = p_0 \frac{a^k}{k!} \prod_{i=0}^{k-1} (c + i)$.

b) Déterminer la loi de X si $a < 0$.

c) Déterminer la loi de X si $a \in]0, 1[$.

d) Conclure.

Solution :

1. C'est une question classique : $X_n(\Omega) = \mathbb{N}$ et $P(X_n = k) = \binom{n+k-1}{k} p^n (1-p)^k$.

2. a) Si $a = 0$ alors $p_k = \frac{b^k}{k!} p_0$ (par récurrence), et $p_0 = e^{-b}$ par poids total de 1, donc $X \hookrightarrow \mathcal{P}(b)$. On vérifie la réciproque.

b) Si $X \hookrightarrow \mathcal{B}(n, p)$, alors, pour $1 \leq k \leq n$,

$$p_k = \binom{n}{k} p^k q^{n-k} \Rightarrow \frac{p_k}{p_{k-1}} = \frac{n-k+1}{k} \frac{p}{q} = \left(-1 + \frac{n+1}{k}\right) \frac{p}{q}$$

d'où $a = -p/q$ et $b = -(n+1)a$, avec $b/a \in \mathbb{Z}$, qui conviennent ; on a bien $p_k = 0$ pour $k > n$.

c) Si $X \hookrightarrow \mathcal{BN}(n, p)$, pour $k \in \mathbb{N}^*$,

$$\frac{p_k}{p_{k-1}} = \frac{n+k-1}{k} q = \left(1 + \frac{n-1}{k}\right) q$$

donc $a = q$ et $b = (n-1)a$ conviennent, avec $b/a \in \mathbb{Z}$.

d) En sommant pour $k \in \mathbb{N}^*$,

$$k p_k = a(k-1) p_{k-1} + a p_{k-1} + b p_{k-1} \Rightarrow E(X) = a E(X) + a + b \Rightarrow E(X) = \frac{a+b}{1-a}$$

Puis :

- $X \hookrightarrow \mathcal{P}(b) \Rightarrow E(X) = b$;
- $X \hookrightarrow \mathcal{B}(n, p) \Rightarrow E(X) = np$.

3. a) $k = 1$ donne nécessairement $c = 1 + b/a$; puis vérification par récurrence.

b) Si $a < 0$ et $b/a \in \mathbb{Z}$, on pose $n = -\frac{b}{a} - 1 \in \mathbb{N}$, d'où

$$p_k = p_0 \frac{a^k}{k!} \prod_{i=0}^{k-1} (-n + i) \Rightarrow p_k = \begin{cases} 0 & \text{si } k > n \\ p_0 \binom{n}{k} (-a)^k & \text{si } k \in \llbracket 0, n \rrbracket \end{cases}$$

Puis $p_0 = \frac{1}{(1-a)^n}$ par poids total 1, donc $X \hookrightarrow \mathcal{B}\left(n, \frac{-a}{1-a}\right)$.

c) De même, si $a \in]0, 1[$, on pose $n = 1 + \frac{b}{a} \in \mathbb{N}$, puis

$$\forall k, p_k = p_0 \binom{n+k-1}{k} a^k$$

avec $p_0 = (1-a)^n$, donc $X \hookrightarrow \mathcal{BN}(n, 1-a)$.

d) Les lois des $X \in \mathcal{E}$ sont les lois binomiales, binomiales négatives ou de Poisson.

Exercice 3.18.

Soit h la fonction définie sur $[0, 1]$ par : $h(x) = \begin{cases} -x \frac{\ln x}{\ln 2} & \text{si } x \in]0, 1] \\ 0 & \text{si } x = 0 \end{cases}$.

1. Soit n un entier naturel tel que $n2$.

a) Soit $\mathcal{O} = \{(p_1, \dots, p_{n-1}) \in (\mathbb{R}_+^*)^{n-1} / 1 - p_1 - \dots - p_{n-1} > 0\}$.

Pour $(p_1, \dots, p_{n-1}) \in \mathcal{O}$, on pose

$$h_n((p_1, \dots, p_{n-1})) = h(1 - p_1 - \dots - p_{n-1}) + \sum_{k=1}^{n-1} h(p_k).$$

Montrer que \mathcal{O} est un ouvert de \mathbb{R}^{n-1} . Montrer que h_n admet au plus un extremum sur \mathcal{O} .

b) Soit $(p_1, \dots, p_{n-1}, p_n) \in]0, 1]^n$ tel que $\sum_{k=1}^n p_k = 1$. Montrer que $\sum_{k=1}^n h(p_k) \leq \frac{\ln n}{\ln 2}$.

c) Soit X une variable aléatoire telle que $X(\Omega) = \{x_1, \dots, x_n\}$.

On pose $H(X) = \sum_{x \in X(\Omega)} h(P(X = x))$.

Montrer que $H(X) \leq \frac{\ln n}{\ln 2}$. Quand a-t-on égalité ?

2. Soit Y une variable aléatoire suivant la loi géométrique de paramètre $p \in]0, 1]$. On note $p_k = P(Y = k)$ et $m = E(Y)$.

a) Montrer que $H(Y)$ existe et déterminer sa valeur.

b) Soit X une variable aléatoire telle que $X(\Omega) = \mathbb{N}^*$, $E(X) = m$ et $H(X)$ existe.

On suppose que pour tout $k \in \mathbb{N}^*$, $q_k = P(X = k) > 0$.

Montrer que pour tout $k \in \mathbb{N}^*$, $\ln(p_k) - \ln(q_k) \leq \frac{p_k}{q_k} - 1$. En déduire que $H(X) \leq H(Y)$.

Solution :

1. a) L'ensemble \mathcal{O} est ouvert car défini à partir d'une inéquation stricte polynomiale. On cherche alors les points critique de h_n sur \mathcal{O} . Il vient,

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

et pour $i \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket$ $\partial_i h_n = \frac{1}{\ln 2} \left[\ln \left(1 - \sum_{k=1}^{n-1} p_k \right) - \ln(p_i) \right]$

On trouve ainsi un unique point critique qui est $p_1 = p_2 = \dots = p_{n-1} = \frac{1}{n}$

b) On vérifie que la fonction $-h$ est convexe, donc h concave. Comme $p_n = 1 - \sum_{k=1}^{n-1} p_k$, on a

$$h\left(\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n p_k\right) \geq \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n h(p_k)$$

et comme $\sum_{k=1}^n p_k = 1$, il vient $\sum_{k=1}^n h(p_k) \leq nh(1/n) = \frac{\ln n}{\ln 2}$

c) On pose $p_k = P(X = k)$.

- si $p_k > 0$ pour tout k , par la question précédente $H(X) \leq \frac{\ln n}{\ln 2}$.

Si X suit la loi uniforme sur (x_1, \dots, x_n) , alors $p_k = 1/n$ et on vérifie que $H(X) = \frac{\ln n}{\ln 2}$.

Réciproquement si on a égalité $H(X) = \frac{\ln n}{\ln 2}$, alors

$$H(X) = h(p_n) + \sum_{k=1}^{n-1} h(p_k) = h\left(1 - \sum_{k=1}^{n-1} p_k\right) + \sum_{k=1}^{n-1} h(p_k) = h_n(p_1, \dots, p_{n-1})$$

Ainsi h_n atteint son maximum en un point critique et par la question précédente, on a pour tout $k \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket$, $p_k = 1/n$ et donc $p_n = 1/n$.

- sinon on peut supposer que $0 < p_1 < p_2 < \dots < p_m$ et $p_{m+1} = \dots = p_n = 0$.

On a alors $H(X) \sum_{k=1}^m h(p_k) \leq \frac{\ln m}{\ln 2} \leq \frac{\ln n}{\ln 2}$.

Si X suit la loi uniforme, la démonstration est identique à la précédente et réciproquement, en cas d'égalité $\frac{\ln n}{\ln 2} \leq H(X) \leq \frac{\ln m}{\ln 2} \leq \frac{\ln n}{\ln 2}$. Donc $m = n$.

2. a) On a $m = 1/p$, $h(p_k) = h(pq^{k-1}) = \frac{1}{\ln 2} (-\ln(p/q)pq^{k-1} - (\ln q)kpq^{k-1})$ et

$$H(Y) = \frac{\ln(q/p)}{\ln 2} - \frac{1}{p} \frac{\ln q}{\ln 2} = \frac{-q \ln q - p \ln p}{p \ln 2}$$

b) Comme $\ln x \leq x - 1$, on a $\ln p_k - \ln q_k \leq p_k/q_k - 1$. En s'affranchissant du dénominateur $\ln 2$, il vient

$$\begin{aligned}
 H(Y) - H(X) &= \sum_{k=1}^n q_k \ln(q_k) - p_k \ln(p_k) = \sum_{k=1}^n q_k (\ln(q_k) - \ln(p_k)) + (q_k - p_k) \ln(p_k) \\
 &= \sum_{k=1}^n q_k (\ln(q_k) - \ln(p_k)) + \sum_{k=1}^n (q_k - p_k) \ln(pq^{k-1}) \\
 H(Y) - H(X) &= \sum_{k=1}^n q_k (\ln(q_k) - \ln(p_k)) + \sum_{k=1}^n (q_k - p_k) (\ln p + (k-1) \ln q) \\
 &= \sum_{k=1}^n q_k (\ln(q_k) - \ln(p_k)) \quad (\text{m\^eme esp\^erance}) \\
 &= \sum_{k=1}^n q_k (\ln(q_k) - \ln(p_k)) - \sum_{k=1}^n q_k \left(1 - \left(\frac{p_k}{q_k}\right)\right) \\
 &= \sum_{k=1}^n q_k \left(\ln(q_k) - \ln(p_k) - 1 + \frac{p_k}{q_k}\right) \\
 & \qquad \qquad \qquad H(Y) - H(X) \geq 0
 \end{aligned}$$

Exercice 3.19.

Toutes les variables aléatoires de cet exercice sont définies sur un même espace probabilisé (Ω, \mathcal{B}, P) .

1. Soit T une variable aléatoire suivant la loi exponentielle de paramètre λ et $m \in \mathbb{R}_+^*$. Déterminer la loi de la variable aléatoire $[mT] + 1$ (où $[\cdot]$ désigne la fonction partie entière).

2. Soit T une variable aléatoire positive telle que, pour tout $n \in \mathbb{N}$, $X_n = [2^n T] + 1$ est une variable aléatoire suivant une loi géométrique. On note $p_n \in]0, 1[$ son paramètre et l'on pose $q_n = 1 - p_n$.

a) Montrer que, pour tout réel x , $[x] = 0$ si et seulement si $[2x] = 0$ ou $[2x] = 1$.

b) En considérant $P(X_n = 1)$, établir que pour tout $n \in \mathbb{N}$, $q_{n+1} = \sqrt{q_n}$.

c) Montrer que, pour tout $(x, n) \in \mathbb{R}_+ \times \mathbb{N}$, on a :

$$(X_n \geq [2^n x] + 2) \subset (T \geq x) \subset (X_n \geq [2^n x])$$

d) En déduire que T suit une loi exponentielle et déterminer son paramètre en fonction de q_0 .

Solution :

1. On note $Y = [mT] + 1$. On remarque que $Y(\Omega) = \mathbb{N}^*$ et pour tout $n \in \mathbb{N}^*$,

$$\begin{aligned}
 P(Y = n) &= P(n - 1 \leq mT < n) = \int_{\frac{n-1}{m}}^{\frac{n}{m}} \lambda e^{-\lambda t} dt = -e^{\lambda n/m} + e^{-\lambda(n-1)/m} \\
 &= (1 - p)^{n-1} p.
 \end{aligned}$$

où $p = 1 - e^{-\lambda/m}$. On en déduit que T suit la loi géométrique de paramètre $1 - e^{-\lambda/m}$.

2. a) Il suffit de revenir à la définition de la partie entière. En effet,

▷ si $[x] = 0$, alors $0 \leq 2x < 2$, et donc $[2x] = 0$ ou $[2x] = 1$.

▷ si $\lfloor 2x \rfloor = 0$, alors $0 \leq 2x < 1$, donc $\lfloor x \rfloor = 0$ et si $\lfloor 2x \rfloor = 1$, alors $\frac{1}{2} \leq x < 1$, donc là encore $\lfloor x \rfloor = 0$.

b) Soit $n \in \mathbb{N}$. On a $(X_n = 1) = (\lfloor 2^n T \rfloor = 0)$. D'après 2.a., cet événement est donc la réunion disjointe des événements $(\lfloor 2^{n+1} T \rfloor = 0)$ et $(\lfloor 2^{n+1} T \rfloor = 1)$. Ainsi,

$$P(X_n = 1) = P(X_{n+1} = 1) + P(X_{n+1} = 2).$$

soit $p_n = p_{n+1} + (1 - p_{n+1})p_{n+1}$, que l'on peut réécrire, sous la forme :

$$1 - q_n = 1 - q_{n+1} + (1 - q_{n+1})q_{n+1}.$$

Ainsi, $q_{n+1} = \sqrt{q_n}$.

c) Soit $(x, n) \in \mathbb{R}_+ \times \mathbb{N}$. Si $X_n \geq \lfloor 2^n x \rfloor + 2$, alors $\lfloor 2^n T \rfloor \geq \lfloor 2^n x \rfloor + 1 \geq 2^n x$, et donc $2^n T \geq 2^n x$, i.e. $T \geq x$. De plus, si $T \geq x$, alors $2^n T \geq 2^n x \geq \lfloor 2^n x \rfloor$ et donc $X_n \geq \lfloor 2^n x \rfloor$. On en déduit que

$$(X_n \geq \lfloor 2^n x \rfloor + 2) \subset (T \geq x) \subset (X_n \geq \lfloor 2^n x \rfloor).$$

d) Soit $(x, n) \in \mathbb{R}_+ \times \mathbb{N}$. De l'inclusion de la question précédente, on déduit que

$$P(X_n \geq \lfloor 2^n x \rfloor + 2) \leq P(T \geq x) \leq P(X_n \geq \lfloor 2^n x \rfloor).$$

Ainsi, puisque X_n suit la loi géométrique de paramètre $p_n = 1 - q_n$,

$$q_n^{\lfloor 2^n x \rfloor + 1} \leq P(T \geq x) \leq q_n^{\lfloor 2^n x \rfloor - 1}.$$

Comme $q_n = q_0^{2^{-n}}$, on obtient

$$q_0^{\lfloor 2^n x \rfloor / 2^n + 1 / 2^n} \leq P(T \geq x) \leq q_0^{\lfloor 2^n x \rfloor / 2^n - 1 / 2^n}.$$

Or on sait que $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{\lfloor 2^n x \rfloor}{2^n} = x$. On déduit de ce qui précède qu'en faisant tendre n vers $+\infty$, que $P(T \geq x) = q_0^x = e^{-\lambda x}$ où $\lambda = -\ln(q_0)$.

On reconnaît ainsi la fonction de répartition d'une variable suivant la loi exponentielle de paramètre $-\ln(q_0)$.

Exercice 3.20.

Soit $p \in]0, 1[$, λ et μ deux réels strictement positifs. On pose

$$f(x) = \begin{cases} p\mu e^{\mu x} & \text{si } x < 0 \\ (1-p)\lambda e^{-\lambda x} & \text{si } x \geq 0 \end{cases}$$

1. Montrer que f est une densité de probabilité.

On note X une variable aléatoire de densité f .

2. Soit $(Y_n)_n$ une suite de variables aléatoires indépendantes définies sur (Ω, \mathcal{A}, P) et de même loi que X . Pour tout $n \geq 1$, on pose :

$$I_n(\omega) = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_n(\omega) > 0 \\ 0 & \text{si } Y_n(\omega) \leq 0 \end{cases}$$

Montrer que $(I_n)_n$ est une suite de variables aléatoires indépendantes de même loi que l'on précisera.

3. Soit $Z_n = I_n Y_n$.

a) Montrer que $(Z_n)_n$ est une suite de variables aléatoires indépendantes de même loi. Déterminer la fonction de répartition de Z_1 .

b) On pose $S_n = \sum_{k=1}^n I_k$ et $V_n = \sum_{k=1}^n Z_k$. Les deux variables aléatoires S_n et V_n sont-elles indépendantes ? Donner la loi de S_n .

4. a) Déterminer la loi suivie par la somme de n variables aléatoires indépendantes, toutes de loi exponentielle $\mathcal{E}(\alpha)$ (on pourra commencer par le cas $n = 2$).

b) Déterminer, à l'aide d'une intégrale, pour tout $n \geq 1, k \in \llbracket 1, n \rrbracket$ et $x \geq 0$: $P_{(S_n=k)}(V_n \leq x)$.

c) En déduire une expression de la loi de V_n .

Solution :

1. La fonction f est continue sur \mathbb{R} sauf en 0 et positive. De plus

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(t)dt = p \int_{-\infty}^0 \mu e^{\mu t} dt + (1-p) \int_0^{+\infty} \lambda e^{-\lambda t} dt = p + 1 - p = 1$$

2. Les variables aléatoires I_n sont indépendantes, car I_n ne dépend que de Y_n et les (Y_n) sont indépendantes.

I_n suit une loi de Bernoulli de paramètre $P(Y_n > 0) = P(X > 0) = 1 - p$.

3. a) Les variables aléatoires Z_n sont indépendantes, car Z_n ne dépend que de I_n et Y_n . On rappelle que les variables Y_n ne chargent pas les points. La loi de Z_n est ainsi donnée par $P(Z_n < 0) = 0, P(Z_n = 0) = P(Y_n \leq 0) = p$ et pour $x > 0$

$$P(Z_n \leq x) = P([I_n = 1] \cap [0 < Y_n \leq x]) = P(0 < Y_n \leq x) = (1-p)(1 - e^{-\lambda x})$$

car $I_n = 1$ si et seulement si $Y_n > 0$.

Les Z_n suivent la même loi de fonction de répartition

$$F_1(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ 1 - p & \text{si } x = 0 \\ (1-p)(1 - e^{-\lambda x}) & \text{si } x > 0 \end{cases}$$

b) Les variables aléatoires S_n et V_n ne sont pas indépendantes, car

$$[S_n = n] = \bigcap_{j=1}^n (I_j = 1), \quad [V_n = 0] = \bigcap_{j=1}^n (I_j = 0) \text{ et } P([S_n = n] \cap [V_n = 0]) = 0$$

La loi suivie par S_n est la loi binomiale $\mathcal{B}(n, 1 - p)$.

4. a) La loi suivie par la somme de n variables indépendantes, toutes de loi exponentielle $\mathcal{E}(\alpha)$ est la loi Gamma de paramètres (α, n) , de densité :

$$f(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ \frac{e^{-\alpha x} \alpha^n x^{n-1}}{(n-1)!} & \text{si } x \geq 0 \end{cases}$$

b) Réaliser l'événement $[S_n = k]$ c'est choisir parmi I_1, \dots, I_n les k variables qui prennent alors la valeur 1, les autres prenant la valeur 0 ; et alors $[V_n \leq x] = [V_k \leq x]$. On a également la réciproque de manière immédiate. Ainsi

$$P_{(S_n=k)}(V_n \leq x) = P(V_k \leq x) = \int_0^x \frac{e^{-\lambda t} \lambda^k t^{k-1}}{(k-1)!} dt$$

c) La famille $([S_n = k])_{0 \leq k \leq n}$ forme un système complet d'événements. Ainsi, pour tout x :

$$P(V_n \leq x) = \sum_{k=0}^n P_{(S_n=k)}(V_n \leq x) P(S_n = k)$$

et

- si $x < 0$, $F_n(x) = 0$
- $F_n(0) = P_{(S_n=0)}(V_n \leq 0) P(S_n = 0) = P(X \leq 0)^n (p)^n = p^{2n}$
- si $x > 0$, $F_n(x) = p^{2n} + \sum_{k=1}^n \binom{n}{k} (1-p)^k p^{n-k} \int_0^x \frac{e^{-\lambda t} \lambda^k t^{k-1}}{(k-1)!} dt$.

QUESTIONS SANS PRÉPARATION

Soit X une variable aléatoire définie sur un espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) , de loi uniforme sur l'intervalle $[0, 1]$. On définit les deux variables D_1 et D_2 par :

$$D_1 = \lfloor 10X \rfloor \quad \text{et} \quad D_2 = \lfloor 10^2 X - 10D_1 \rfloor$$

(on rappelle que $\lfloor x \rfloor$ désigne la partie entière du nombre réel x .)

- a) Que représentent les variables D_1 et D_2 ?
 - b) Déterminer les lois des variables D_1 et D_2 .
 - c) D_1 et D_2 sont-elles indépendantes ?
-

1. Montrer que la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ définie par $u_0 = 0$ et $\forall n \in \mathbb{N}, u_{n+1} = u_n^2 + 1$ est strictement croissante.
 2. En déduire que si P est un polynôme réel tel que : $P(X^2 + 1) = [P(X)]^2 + 1$ et $P(0) = 0$, alors $P = X$.
-

Soit n un entier tel que $n \geq 1$ et p un nombre réel tel que $p \in]0, 1[$. Soient X et Y deux variables aléatoires indépendantes définies sur un même espace probabilisé et telles que X suit la loi binomiale $\mathcal{B}(n, p)$ et Y est à valeurs dans $\{0, \dots, n\}$.

Que pensez-vous de l'équivalence suivante ?

$$Y \text{ suit la loi } \mathcal{B}(n, p) \text{ si et seulement si } X + Y \text{ suit la loi } \mathcal{B}(2n, p)$$

On considère une variable aléatoire X définie sur un espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) qui suit une loi de Poisson de paramètre $\lambda > 0$.

1. Soit t un réel strictement positif. Montrer que la variable aléatoire $\exp(tX)$ admet une espérance et la calculer.
 2. Soit $n \in \mathbb{N}$, prouver que : $P(X \geq n) \leq e^{-tn} E(\exp(tX))$.
 3. En déduire que : $\sum_{k=n}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} \leq e^n \left(\frac{\lambda}{n}\right)^n$.
-

On utilise une pièce de monnaie qui donne pile avec la probabilité $p \in]0, 1[$.

On commence par lancer la pièce jusqu'à obtenir une première fois Pile et on note N le nombre de lancers nécessaires. Si le premier Pile a été obtenu au n -ième lancer, on lance ensuite cette même pièce n^2 fois et on note X le nombre de Pile obtenus au cours de ces n^2 lancers.

1. Quelle est la loi suivie par N ? Donner l'espérance et la variance de N .
 2. Soit $n \in \mathbb{N}^*$. Déterminer la loi conditionnelle de X sachant l'événement $(N = n)$.
 3. En déduire l'existence et la valeur de l'espérance de X .
-

On dit qu'une application f de E dans E admet x pour point fixe si $f(x) = x$.

Soit f et g deux applications définies sur $[0, 1]$, à valeurs dans $[0, 1]$, continues et telles que $f \circ g = g \circ f$ et $f \leq g$.

1. Montrer que f admet au moins un point fixe x_0 et qu'alors $g(x_0)$ est encore point fixe pour f .
 2. En utilisant une suite définie à partir de x_0 , montrer que f et g ont un point fixe commun.
-

Soit N une matrice de $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$ ($n \geq 2$) nilpotente, *i.e.* telle qu'il existe $p \geq 1$ tel que $N^p = 0$.

1. Montrer que la matrice $A = I - N$ est inversible et déterminer son inverse.
 2. Montrer que $I - A^{-1}$ est nilpotente.
-

Soit $p \in]0, 1[$. Soient X et Y deux variables aléatoires réelles indépendantes, définies sur le même espace probabilisé (Ω, \mathcal{B}, P) et de même loi géométrique de paramètre p .

Soit $f : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}^2$ définie par $f : (u, v) \mapsto (4Xu - 6Yv, 2Xu - 3Yv)$.

Quelle est la probabilité r que f soit un projecteur ?

Pour chacune des assertions suivantes, dire si elle est vraie ou fausse. On justifiera la réponse soit par une démonstration, soit par un contre-exemple.

Soit E un \mathbb{R} -espace vectoriel et $f \in \mathcal{E}$.

- a) Tout sous-espace propre de f est stable par f .
 - b) Tout sous-espace vectoriel distinct de E stable par f est un sous-espace propre de f .
 - c) Toute droite de E stable par f est un sous-espace propre de f .
 - d) Tout sous-espace vectoriel distinct de E stable par f est stable par f^2 .
 - e) Tout sous-espace vectoriel distinct de E stable par f^2 est stable par f .
-

1. Expliciter la fonction f définie sur \mathbb{R} par $f(u) = \int_0^1 \max(x, u) dx$.

2. Soit U une variable aléatoire suivant la loi uniforme sur l'intervalle $[0, 1]$. Comparer :

$$I = \int_0^1 E(\max(x, U)) dx \quad \text{et} \quad J = E\left(\int_0^1 \max(x, U) dx\right)$$

Soit f une fonction continue de $[1, +\infty[$, à valeurs réelles telle que $\int_1^{+\infty} f(x)dx$ est convergente.

Montrer que $\int_1^{+\infty} \frac{f(x)}{x} dx$ converge.
