

Exercice 1 La solution de l'équation homogène $y' + ay = 0$ est $y(t) = C e^{-at}$.

La recherche d'une solution avec second membre à l'aide de la méthode de la variation de la constante conduit à $C'(t) e^{-at} = f(t)$ soit $C(t) = \int_0^t f(s) e^{as} ds$ par exemple.

La solution générale de $y' + ay = f$ est donc $y(t) = C e^{-at} + e^{-at} \int_0^t f(s) e^{as} ds$ ($C \in \mathbb{R}$).

On a clairement $\lim_{t \rightarrow +\infty} C e^{-at} = 0$. Il reste donc à prouver $\lim_{t \rightarrow +\infty} \int_0^t f(s) e^{-a(t-s)} ds = 0$.

Soit $\varepsilon > 0 \exists A(\varepsilon) \forall t > A(\varepsilon) |f(s)| < \varepsilon$ Fixons un tel $A(\varepsilon)$

$$\forall t \geq A(\varepsilon) \quad \left| \int_0^t f(s) e^{-a(t-s)} ds \right| \leq e^{-at} \int_0^{A(\varepsilon)} |f(s)| e^{as} ds + \int_{A(\varepsilon)}^t |f(s)| e^{-a(t-s)} ds$$

$$\leq k e^{-at} + \frac{\varepsilon}{a} \int_0^t e^{-a(t-s)} ds = k e^{-at} + \varepsilon \left[-\frac{1}{a} e^{-a(t-s)} \right]_0^t$$

$$\left| \int_0^t f(s) e^{-a(t-s)} ds \right| \leq k e^{-at} + \frac{\varepsilon}{a}$$

Or $\lim_{t \rightarrow +\infty} k e^{-at} = 0$ donc il existe $B(\varepsilon) (\geq A(\varepsilon))$ tel que $\forall t \geq B(\varepsilon) k e^{-at} \leq \varepsilon$.

En conclusion

$$\forall \varepsilon > 0 \exists B(\varepsilon) \forall t \geq B(\varepsilon) \left| \int_0^t f(s) e^{-a(t-s)} ds \right| \leq \left(1 + \frac{1}{a}\right) \varepsilon$$

$$\forall \varepsilon > 0 \exists B_1(\varepsilon) (\equiv B(\frac{\varepsilon}{1+\frac{1}{a}})) \forall t \geq B_1(\varepsilon) \left| \int_0^t f(s) e^{-a(t-s)} ds \right| < \varepsilon$$

Ceci est bien équivalent à $\lim_{t \rightarrow +\infty} \int_0^t f(s) e^{-a(t-s)} ds = 0$.

Exercice 2

- Soit M dans $M_n(\mathbb{R})$, symétrique (${}^t M = M$), soit λ une valeur propre (complexe) de M et X un vecteur propre complexe associé.

$$\underline{{}^t \bar{X} M X = {}^t \bar{X} \lambda X = \lambda {}^t \bar{X} X = \lambda \sum_{i=1}^n |x_i|^2} \quad \underline{{}^t \bar{X} M X = {}^t \bar{X} {}^t \bar{M} X = {}^t (\bar{M} X) X = {}^t (\bar{\lambda} X) X = \bar{\lambda} {}^t \bar{X} X}$$

donc $\lambda \underbrace{\left(\sum_{i=1}^n |x_i|^2 \right)}_{\neq 0} = \bar{\lambda} \left(\sum_{i=1}^n |x_i|^2 \right)$ donc $\underline{\lambda = \bar{\lambda}}$ et $\lambda \in \mathbb{R}$

- Si M est antisymétrique réelle $\underline{{}^t M = -M}$ on obtient par le même raisonnement
- $$\underline{\lambda {}^t \bar{X} X = -\bar{\lambda} {}^t \bar{X} X} \quad \text{donc } \lambda = -\bar{\lambda} \quad \text{et } \lambda \in i\mathbb{R}$$

- Si M est orthogonale $\underline{{}^t M M = I_n}$

$$\underline{{}^t \bar{X} X = {}^t \bar{X} I_n X = {}^t \bar{X} {}^t M M X = {}^t \bar{X} {}^t \bar{M} M X = {}^t (\bar{M} X) M X = \bar{\lambda} {}^t \bar{X} (\lambda X) = |\lambda|^2 {}^t \bar{X} X}$$

$${}^t \bar{X} X = |\lambda|^2 {}^t \bar{X} X \quad {}^t \bar{X} X = \sum_{i=1}^n |x_i|^2 > 0 \quad \text{donc } \underline{|\lambda|^2 = 1} \quad \underline{|\lambda| = 1}$$

exercice 3 $X \sim P(\lambda)$ $Y \sim P(\mu)$. $X+Y$ est donc une variable aléatoire à valeurs dans \mathbb{N} .

$$\underline{X+Y=n = \bigcup_{k=0}^n \{X=k, Y=n-k\}}$$
, les événements étant disjoints (ou incompatibles)

Donc $P(X+Y=n) = \sum_{k=0}^n P(X=k, Y=n-k)$

X et Y sont indépendantes

$$\underline{P(X+Y=n) = \sum_{k=0}^n P(X=k)P(Y=n-k) = \sum_{k=0}^n e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\mu} \frac{\mu^{n-k}}{(n-k)!}$$

$$P(X+Y=n) = e^{-(\lambda+\mu)} \sum_{k=0}^n \frac{\lambda^k}{k!} \frac{\mu^{n-k}}{(n-k)!}$$

$$= \frac{e^{-(\lambda+\mu)}}{n!} \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} \lambda^k \mu^{n-k}$$

$$\underline{P(X+Y=n) = \frac{e^{-(\lambda+\mu)}}{n!} (\lambda+\mu)^n}$$
 (Formule du binôme,

Donc $\underline{X+Y \sim P(\lambda+\mu)}$

Exercice 4 - X est d'espérance finie donc $\sum_{n \geq 0} n P(X=n)$ converge et

$$E(X) = \sum_{n=0}^{+\infty} n P(X=n) = \sum_{n=1}^{+\infty} n P(X=n) = \sum_{n=1}^{+\infty} n (P(X > n-1) - P(X > n)) = E(X)$$

$$\sum_{n=1}^N n (P(X > n-1) - P(X > n)) = \sum_{n=1}^N n P(X > n-1) - \sum_{n=1}^N n P(X > n) = \sum_{n=0}^{N-1} (n+1) P(X > n) - \sum_{n=1}^N n P(X > n)$$

$$\sum_{n=1}^N n (P(X > n-1) - P(X > n)) = P(X > 0) + \left(\sum_{n=1}^{N-1} (n+2-n) P(X > n) \right) - N P(X > N) = \left(\sum_{n=0}^{N-1} P(X > n) \right) - N P(X > N)$$

O2 $\Rightarrow P(X > N) = \sum_{n=N+1}^{+\infty} P(X=n)$ donc $\underline{N P(X > N) = \sum_{n=N+1}^{+\infty} N P(X=n) \leq \sum_{n=N+1}^{+\infty} n P(X=n)}$.

Donc $\lim_{N \rightarrow +\infty} N P(X > N) = 0$ car $\sum_{n \geq 0} n P(X=n)$ converge (on reconnaît dans $\sum_{n=N+1}^{+\infty} P(X=n)$ la suite d'ordre N)

Par conséquent puisque $\lim_{n \rightarrow +\infty} \sum_{r=1}^n n P(X=r) = E(X)$ $\lim_{N \rightarrow +\infty} \sum_{r=0}^{N-1} P(X > r)$ existe et

$$E(X) = \sum_{n=0}^{+\infty} P(X > n).$$

- Autre rédaction (dans l'autre sens), $\forall n \in \mathbb{N} \quad P(X > n) = \sum_{k=n+1}^{+\infty} P(X=k) = \sum_{r=0}^{+\infty} u_{n,r}$ avec

$$u_{n,r} = \begin{cases} 0 & \text{si } k \leq n \\ P(X=k) & \text{si } k > n \end{cases}$$

Montrons que $(u_{n,r})_{n,r \in \mathbb{N}^2}$ est sommable.

① C'est une famille double de réels positifs ② $\forall k \in \mathbb{N} \quad \sum_{n \geq 0} u_{n,k}$ converge vers $\sum_{r=0}^{k-1} P(X=r) = P(X \leq k)$

③ $\sum_{k \geq 0} \left(\sum_{r=0}^{+\infty} u_{n,r} \right)$ converge vers $E(X)$ car X est d'espérance finie. Donc $(u_{n,r})$ est sommable.

Par conséquent $E(X) = \sum_{k=0}^{+\infty} k P(X=k) = \sum_{k=0}^{+\infty} \sum_{r=0}^{+\infty} u_{n,r} = \sum_{r=0}^{+\infty} \sum_{k=0}^{+\infty} u_{n,r} = \sum_{k=0}^{+\infty} P(X > k)$. (toutes les sommes étant finies).

PS. Je préfère cette deuxième rédaction, même si la première semble plus courante.

Exercice 5 1) Pour que $P(Y=k|X=i)$ soit défini il faut $P(X=i) \neq 0$. Une fois cette condition remplie $E(Y|X=i)$ est défini si $\sum_{k \geq 0} k P(Y=k|X=i)$ converge. (Néanmoins si cette série diverge on peut toujours supposer $E(Y|X=i) = +\infty$.)

2) On suppose donc $\forall i \quad P(X=i) \neq 0$. On définit la famille double $(u_{k,i})_{(k,i) \in \mathbb{N}^2}$

par $u_{k,i} = k P(Y=k|X=i) P(X=i) = k P(Y=k, X=i)$.

cette famille de réels positifs est sommable si et seulement si:

- (i) $\forall i \in \mathbb{N} \quad \sum_{k \geq 0} k P(Y=k|X=i) P(X=i)$ converge, c'est à dire $\forall i \in \mathbb{N} \quad E(Y|X=i)$ existe
- et on a alors $\sum_{k=0}^{+\infty} k P(Y=k|X=i) P(X=i) = \sum_{k=0}^{+\infty} u_{k,i} = E(Y|X=i) P(X=i)$.
- (ii) $\sum_{i \geq 0} E(Y|X=i) P(X=i)$ converge. (Erreur d'énoncé!)

ou bien:

- (i') $\forall k \in \mathbb{N} \quad \sum_{i \geq 0} k P(Y=k|X=i) P(X=i) = \sum_{i \geq 0} k P(Y=k, X=i)$ converge.
- et ce qui est toujours le cas avec $\sum_{i=0}^{+\infty} k P(Y=k, X=i) = k P(Y=k)$ d'après la formule des probabilités totales.
- (ii') $\sum_{k \geq 0} k P(Y=k)$ converge, c'est à dire Y possède une espérance finie

Si l'une de ces conditions équivalentes est vérifiée $(u_{k,i})_{(k,i) \in \mathbb{N}^2}$ est sommable et

$$E(Y) = \sum_{k=0}^{+\infty} k P(Y=k) = \sum_{k=0}^{+\infty} \sum_{i=0}^{+\infty} u_{k,i} = \sum_{i=0}^{+\infty} \sum_{k=0}^{+\infty} u_{k,i} = \sum_{i=0}^{+\infty} E(Y|X=i) P(X=i)$$

Exercice 6 $A \in S_r^+$ donc il existe $P \in O_m(\mathbb{R})$ $A = PD^T P = PDP^{-1}$ où

$D = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_n)$ où les λ_i sont les valeurs propres (positives) de A .

Donc $\forall i \exists \mu_i \in \mathbb{R}^+ \mu_i^2 = \lambda_i$, soit $\Delta = \text{diag}(\mu_1, \dots, \mu_n)$.

Soit $X_0 = P\Delta^T P = P\Delta P^{-1}$. $X_0^2 = P\Delta P^{-1} P\Delta P^{-1} = P\Delta^2 P^{-1} = PDP^{-1} = A$

et ${}^t X_0 = ({}^t P)^T \Delta^T P = P\Delta^T P = X_0$ X_0 est bien une solution au problème $X^2 = A$.

Soit X une solution dans S_n^+ de $X^2 = A$.

X est diagonalisable $X = P\Delta P^{-1}$ avec $\Delta = \text{diag}(\mu_1, \dots, \mu_n)$, alors

$X^2 = P\Delta^2 P^{-1} = PDP^{-1}$ avec $D = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_n)$ où $\forall i \lambda_i = \mu_i^2$ et

où $(\lambda_1, \dots, \lambda_n)$ sont les valeurs propres de A (positives) comptées avec leur multiplicité. Puisque $\mu_i \geq 0$ on a $\forall i \mu_i = \sqrt{\lambda_i}$.

Soit $(\lambda_1, \dots, \lambda_r)$ les valeurs propres de A , distinctes, et

$L = \sum_{k=1}^r \sqrt{\lambda_k} \frac{\prod_{j \neq k} (x - \lambda_j)}{\prod_{j \neq k} (\lambda_k - \lambda_j)}$. On a $\forall j L(\lambda_j) = \sqrt{\lambda_j}$, donc $\forall i L(\lambda_i) = \sqrt{\lambda_i} = \mu_i$.

Par conséquent $L(D) = \Delta$ et puisque $\pi \mapsto PMP^{-1}$ est un morphisme

d'algèbre on a $L(A) = L(PDP^{-1}) = PL(D)P^{-1} = P\Delta P^{-1} = X$.

Or L ne dépend que de A , donc X est unique.

Exercice 7

$$B = \begin{pmatrix} A & A \\ 0 & A \end{pmatrix}$$

$$B^2 = \begin{pmatrix} A^2 & 2A^2 \\ 0 & A^2 \end{pmatrix}, \text{ puis par récurrence } \forall k \quad B^k = \begin{pmatrix} A^k & kA^k \\ 0 & A^k \end{pmatrix}$$

Par linéarité

$$P(B) = \begin{pmatrix} P(A) & AP'(A) \\ 0 & P(A) \end{pmatrix}$$

Si B est diagonalisable il existe un polynôme scindé à racines simples P tel que $P(B) = 0$. Donc $P(A) = 0$ $AP'(A) = 0$. Or, puisque P est scindé à racines simples P et P' sont premiers entre eux. Il existe $(U, V) \in \mathbb{K}[X]^2$

$$\underline{UP + VP' = 1} \quad XU P + XV P' = X = XU P + XV P'$$

donc $AU(A)P(A) + V(A)AP'(A) = A$

et $\underline{0 = A}$.

(Réciproquement si $A = 0$ il est clair que B est diagonalisable.)

Exercice 8. 1) On recherche des solutions de cette équation sous la forme de sommes de séries entières.

Sait $f: x \mapsto \sum_{n=0}^{+\infty} a_n x^n$ la somme d'une série entière de rayon de convergence $R > 0$, alors f est C^∞ sur $] -R, R[$ et

$$f''(x) = \sum_{n=0}^{+\infty} (n+2)(n+1) a_{n+2} x^n, \quad x f'(x) = \sum_{n=0}^{+\infty} n a_n x^n = x f'(x). \quad \text{Donc } f \text{ est solution si}$$

$$\forall x \in]-R, R[\quad \sum_{n=0}^{+\infty} ((n+2)(n+1) a_{n+2} x^n + (n+1) a_n) x^n. \quad \text{Par unicité du développement}$$

en série entière, f est solution de l'équation si $\forall n \in \mathbb{N} \quad (n+2)(n+1) a_{n+2} + (n+1) a_n = 0$

En choisissant $a_0 = 1 \quad a_1 = 0$ on obtient une première solution $f_1: x \mapsto \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n x^{2n}}{2^n n!} = e^{-\frac{x^2}{2}}$

en choisissant $a_0 = 0 \quad a_1 = 1$ on obtient une deuxième solution $f_2: x \mapsto \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n x^{2n+1}}{(2n+1) \dots \times 1}$

le rayon de convergence est infini (résultat connu), de $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{|a_{2n+3} x^{2n+3}|}{|a_{2n+1} x^{2n+1}|} = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{x^2}{2n+3} = 0$ si $x \neq 0$

on en déduit d'après la règle de d'Alembert que le rayon de convergence de la deuxième est aussi $+\infty$.

Puisque $W(f_1, f_2)(0) = \begin{vmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{vmatrix} = 1 \neq 0$ (f_1, f_2) est bien une base de l'espace des solutions de (E)

sur \mathbb{R} (qui est de dimension 2 d'après le théorème de Cauchy, car $x \mapsto \frac{x^2}{2}, x, 2$ sont continue et 2 ne s'annule pas sur \mathbb{R}).

Rq. Puisque f_1 ne s'annule pas sur \mathbb{R} on aurait fait le changement de fonction

$$y = z f_1. \quad y \text{ est solution de E si } z z'' f_1 + 2(z f_1' + x f_1) z' = 0 \quad z'' + (2 \frac{f_1'}{f_1} + x) z' = 0 \quad z'' - x z' = 0$$

$$z'(x) = C e^{\frac{x^2}{2}} \quad y(x) = C e^{-\frac{x^2}{2}} \int_0^x e^{\frac{t^2}{2}} dt + D e^{-\frac{x^2}{2}}. \quad \text{La condition } f_2(0) = 0 \quad f_2'(0) = 1$$

donne $f_2(x) = e^{-\frac{x^2}{2}} \int_0^x e^{\frac{t^2}{2}} dt$

2) On résout l'équation différentielle avec second membre à l'aide de la méthode de la variation des constantes. on cherche une solution particulière sous la forme $f_0 = c_1 f_1 + c_2 f_2$ où c_1 et c_2 sont de classe \mathcal{C}^1 en résolvant le système.

$$c_1' f_1 + c_2' f_2 = 0$$

$$c_1' f_1' + c_2' f_2' = \frac{f}{2} \quad (\text{Ne pas oublier de diviser par le coefficient de } y'')$$

on obtient

$$c_1' = \frac{1}{2} \frac{f f_2}{f_2 f_1' - f_1 f_2'} \quad c_2' = -\frac{1}{2} \frac{f f_1}{f_2 f_1' - f_1 f_2'}$$

d'où

$$c_1(x) = \frac{1}{2} \int_0^x \frac{f(s) f_2(s)}{W(s)} ds \quad c_2(x) = -\frac{1}{2} \int_0^x \frac{f(s) f_1(s)}{W(s)} ds \quad \text{où } W = W(f_1, f_2)$$

La solution générale est $f(x) = \alpha_1 f_1(x) + \alpha_2 f_2(x) + c_1(x) f_1(x) + c_2(x) f_2(x) \quad (\alpha_1, \alpha_2) \in \mathbb{R}^2$.

Rq. $W'(f_1, f_2) = f_1'' f_2 + f_1' f_2' - f_1' f_2'' - f_1 f_2''' = (-\frac{x}{2} f_1' - f_1) f_2' - (-\frac{x}{2} f_2' - f_2) f_1' = -\frac{x}{2} W(f_1, f_2)$

Donc $W(x) = e^{-\frac{x^2}{4}} \quad W(0) = e^{-\frac{0^2}{4}}$ cela simplifie un peu l'expression des c_i

$$c_1(x) = \frac{1}{2} \int_0^x e^{-\frac{s^2}{4}} f(s) \int_0^s e^{\frac{u^2}{4}} du ds \quad c_2(x) = -\frac{1}{2} \int_0^x e^{-\frac{s^2}{4}} f(s) ds \quad \text{et finalement}$$

$$c_1(x) f_1(x) + c_2(x) f_2(x) = \frac{1}{2} \int_0^x e^{-\frac{x^2}{2} - \frac{s^2}{4}} f(s) \int_x^s e^{\frac{u^2}{4}} du ds$$

Exercice 9 Soit $\varphi_x(t) = f(t) - A t(t-1)$ où $A = \frac{f(x)}{x(x-1)}$ est choisi pour que $\varphi_x(x) = 0$

φ_x est de classe \mathcal{C}^1 sur $[0, x]$, à valeurs réelles, donc $\exists c_1 \in]0, x[$ $\varphi'_x(c_1) = 0$
de même. $\exists c_2 \in]x, 1[$ $\varphi'_x(c_2) = 0$ et $\varphi(0) = \varphi(x) = 0$ (Théorème de Rolle)

φ'_x est \mathcal{C}^1 sur $[c_1, c_2]$ avec $c_1 < c_2$ $\varphi'_x(c_1) = \varphi'_x(c_2) = 0$, φ'_x est à valeurs réelles

donc il existe $c \in]c_1, c_2[\subset]0, 1[$ $\varphi''_x(c) = 0$.

Or $\varphi''_x(t) = f''(t) - 2A$ donc $A = \frac{f''(c)}{2}$ et puisque $\varphi_x(x) = 0$

on a $\underline{f(x) = \frac{f''(c)}{2} x(x-1)}$

Exercice 10)

1) On note L_i la i -ème ligne de $XI_n - A$, et on calcule $\det(XI_n - A)$ en effectuant l'opération $\underline{L_1 \leftarrow L_1 + \lambda L_2 + \dots + \lambda^{n-1} L_n}$.

La première ligne ne contient plus qu'un coefficient non nul, le dernier.

$$\chi_A(x) = \begin{vmatrix} 0 & & & & 0 & x^n + a_0 x^{n-1} + \dots + a_{n-1} \\ -1 & * & & & & \\ & & 0 & & & \\ & & & & & \\ & & & & & \\ & & 0 & & x & \\ & & & & -1 & x + a_0 \end{vmatrix} \quad \text{En développant par rapport}$$

à la première ligne on obtient $\chi_A(x) = (-1)^{n+1} (x^n + a_{n-1}) (-1)^{n-1}$

$$\underline{\chi_A(x) = x^n + a_0 x^{n-1} + \dots + a_{n-1}}$$

2) Si λ est valeur propre de A et $B = A - \lambda I_n = \begin{pmatrix} -\lambda & & & \\ & \ddots & & \\ & & -\lambda & \\ & & & \ddots \\ & & & & -\lambda \end{pmatrix}$

alors la matrice extraite de B en supprimant sa première ligne et sa dernière colonne est de déterminant 1, donc inversible. Par conséquent $\text{rg}(B) \geq n-1$. Puisque

B est non inversible $\underline{\text{rg}(B) = n-1}$ et $\underline{\dim E_\lambda(A) = n - \text{rg}(B) = 1}$.

Exercice 11 1) $\frac{1}{n} = \int_0^1 t^{n-2} dt$ donc $\sum_{k=1}^n \frac{(-1)^{k-1}}{k} = \sum_{k=1}^n (-1)^{k-1} \int_0^1 t^{k-2} dt = \int_0^1 \sum_{k=1}^n (-t)^{k-1} dt$

$\sum_{k=1}^n \frac{(-1)^k}{k} = \int_0^1 \frac{1 - (-t)^n}{1+t} dt = \int_0^1 \frac{dt}{1+t} + (-1)^{n-2} \int_0^1 \frac{t^n}{1+t} dt = [\ln(1+t)]_0^1 + R_n = \ln 2 + R_n$

$R_n = (-1)^{n-1} \int_0^1 \frac{t^n}{1+t} dt$ donc $|R_n| \leq \int_0^1 \frac{t^n}{1+t} dt \leq \int_0^1 t^n dt = \frac{1}{n+1}$

Donc $\lim_{n \rightarrow +\infty} R_n = 0$, $\sum_{n \geq 1} \frac{(-1)^{n-1}}{n}$ converge et $\sum_{n=1}^{+\infty} \frac{(-1)^{n-1}}{n} = \ln 2$.

2) $U_n = \ln 2 - \sum_{k=1}^n \frac{(-1)^k}{k} = -R_n = (-1)^{n-1} \int_0^1 \frac{t^n}{1+t} dt$

Donc $\sum_{k=1}^n u_k = \sum_{k=1}^n \int_0^1 \frac{(-1)^{k-1} t^{k-1}}{1+t} dt = \int_0^1 - \sum_{k=1}^n \frac{(-t)^k}{1+t} dt = \int_0^1 \frac{t}{1+t} \frac{1 - (-t)^n}{1+t} dt$

$\sum_{k=1}^n u_k = \int_0^1 \frac{t}{(1+t)^2} dt + (-1)^{n+1} \int_0^1 \frac{t^{n+1}}{(1+t)^2} dt$ $|R_n| \leq \int_0^1 t^{n+1} dt = \frac{1}{n+2}$

Donc $\lim_{n \rightarrow +\infty} R_n = 0$ et $\sum_{k \geq 1} u_k$ converge avec $\sum_{k=1}^{+\infty} u_k = \int_0^1 \frac{t}{(1+t)^2} dt = \int_0^1 \frac{t+1-1}{(1+t)^2} dt = \int_0^1 \frac{1}{1+t} - \frac{1}{(1+t)^2} dt$

$\sum_{k=1}^{+\infty} u_k = \ln 2 + \left[\frac{1}{1+t} \right]_0^1 = \ln 2 - \frac{1}{2} = \sum_{k=1}^{+\infty} u_k$

Exercice 12.

$$\forall x \in [-a, a] \quad \forall t \in \mathbb{R}^{++} \quad t^2 \leq x^2 + t^2 \leq a^2 + t^2$$

$$2 \ln t \leq \ln(x^2 + t^2) \leq \ln(a^2 + t^2)$$

$$|\ln(x^2 + t^2)| \leq \max(2|\ln t|, |\ln(a^2 + t^2)|) \leq 2|\ln t| + |\ln(a^2 + t^2)|$$

$$\forall x \in [-a, a] \quad \forall t \in \mathbb{R}^{++} \quad |\ln(x^2 + t^2)| \leq 2|\ln t| + |\ln(t^2 + a^2)|$$

$$\forall x \in [-a, a] \quad \forall t \in \mathbb{R}^{++} \quad \left| \frac{\ln(x^2 + t^2)}{1 + t^2} \right| \leq \frac{2|\ln t| + |\ln(t^2 + a^2)|}{1 + t^2} = \varphi(t)$$

φ est continue sur \mathbb{R}^{++} .

$\varphi(t) \underset{t \rightarrow 0}{\sim} 2|\ln t| = \mathcal{O}\left(\frac{1}{\sqrt{t}}\right)$ et $\frac{1}{2} < 1$ donc φ est intégrable sur $]0, 1]$ (Règle de Riemann.)

$\varphi(t) \underset{t \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{4|\ln t|}{t^2} = \mathcal{O}\left(\frac{1}{t^{3/2}}\right)$ et $\frac{3}{2} > 1$ donc φ est intégrable sur $[1, +\infty[$ (Règle de Riemann.)

En conclusion φ est intégrable sur \mathbb{R}^{++}