

Sujet

Notations

Si f est une fonction de classe C^∞ et p un entier naturel, on note $f^{(p)}$ la dérivée $p^{\text{ème}}$ de f .

On note $\mathbb{C}[X]$ l'ensemble des polynômes à coefficients dans \mathbb{C} .

Si a et b sont deux entiers naturels, $\llbracket a, b \rrbracket$ désigne l'ensemble des entiers compris entre a et b .

Si X est une variable aléatoire réelle discrète sur un espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) admettant une espérance, celle-ci est notée $E(X)$.

I Moments d'une variable aléatoire

Soit X une variable aléatoire réelle discrète sur un espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) .

On suppose que $X(\Omega) \subset \mathbb{R}^{+*}$.

Si $p \in \mathbb{N}$, on dit que X admet un moment d'ordre p si la variable aléatoire X^p est d'espérance finie. On note alors $m_p(X)$, appelé *moment d'ordre p de X* , l'espérance de X^p .

On remarque que $m_0(X) = 1$.

Q1 Justifier que $\forall k \in \llbracket 1, n \rrbracket, 0 \leq X^k \leq 1 + X^n$.

Q2 En déduire que, si X admet un moment d'ordre n ($n \in \mathbb{N}^*$), alors X admet des moments d'ordre k pour tout $k \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket$.

I.A - Fonction génératrice des moments

On suppose que, pour tout entier naturel non nul n , X admet un moment d'ordre n et que la série entière $\sum_{n \geq 0} m_n(X) \frac{t^n}{n!}$ admet un rayon de convergence $R_X > 0$.

Pour tout $t \in]-R_X, R_X[$, on note $M_X(t) = \sum_{n=0}^{+\infty} m_n(X) \frac{t^n}{n!}$. La fonction M_X s'appelle la *fonction génératrice* des moments de la variable aléatoire X .

Q3 Justifier que la connaissance de la fonction M_X permet de déterminer de manière unique la suite $(m_n(X))_{n \in \mathbb{N}}$.

Q4 Montrer que, pour tout $t \in]-R_X, R_X[$, la variable aléatoire e^{tX} admet une espérance finie et que

$$M_X(t) = E(e^{tX})$$

Q5 Montrer réciproquement que, s'il existe un réel $R > 0$ tel que, pour tout $t \in]-R, R[$, la variable aléatoire e^{tX} admet une espérance finie, alors l'ensemble de définition de la fonction génératrice des moments de X contient $] -R, R[$ et pour tout $t \in]-R, R[$, $M_X(t) = E(e^{tX})$.

On suppose que X et Y sont deux variables aléatoires réelles discrètes indépendantes à valeurs strictement positives admettant des moments de tous ordres. On note R_X (respectivement R_Y) le rayon de convergence (supposé strictement positif) associé à la fonction M_X (respectivement M_Y).

Q6 Montrer que la variable aléatoire $X + Y$ admet des moments de tous ordres et que

$$\forall |t| < \min(R_X, R_Y), \quad M_{X+Y}(t) = M_X(t) \times M_Y(t)$$

I.B - Exemples

λ est un nombre réel fixé.

I.B.1) On suppose que Z est une variable aléatoire sur (Ω, \mathcal{A}, P) suivant la loi de Poisson de paramètre λ .

Q7 Montrer que Z admet des moments de tous ordres.

Q8 Calculer la fonction génératrice des moments de Z . En déduire les valeurs de $m_1(Z)$ et $m_2(Z)$.

I.B.2) Soit n un entier naturel non nul. Pour $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, X_i est une variable aléatoire sur (Ω, \mathcal{A}, P) suivant une loi de Bernoulli de paramètre λ/n . On suppose que X_1, X_2, \dots, X_n sont mutuellement indépendantes et on pose $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$.

Q9 Calculer la fonction génératrice des moments de la variable aléatoire S_n .

Q10 Pour $t \in \mathbb{C}$, calculer $\lim_{n \rightarrow +\infty} M_{S_n}(t)$.

Q11 Comparer avec les résultats de la question 8.

I.B.3) Pour $n \in \mathbb{N}^*$, U_n est une variable aléatoire sur (Ω, \mathcal{A}, P) suivant la loi uniforme sur $\llbracket 1, n \rrbracket$. On pose $Y_n = \frac{1}{n}U_n$.

Q12 Calculer la fonction génératrice des moments de la variable aléatoire Y_n .

Q13 Pour $t \in \mathbb{C}$, calculer $\lim_{n \rightarrow +\infty} M_{Y_n}(t)$.

II. Moments d'une suite numérique

Si $(a_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est une suite réelle telle que, pour tout entier naturel p , la série $\sum_{n \geq 0} n^p a_n$ converge absolument, on appelle moment d'ordre p de la suite (a_n) le nombre $\sum_{n=0}^{+\infty} n^p a_n$.

Le but de cette partie est de construire une suite non nulle dont tous les moments d'ordre p ($p \in \mathbb{N}$) sont nuls.

II.A - Étude d'une fonction

On définit la fonction $\varphi : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ par

$$\begin{cases} \forall x \in]-\infty, 1[, & \varphi(x) = \exp\left(\frac{-x}{\sqrt{1-x}}\right) \\ \forall x \in [1, +\infty[, & \varphi(x) = 0 \end{cases} \quad (1)$$

Q14 Montrer que φ est continue sur \mathbb{R} et de classe C^∞ sur $\mathbb{R} \setminus \{1\}$.

Q15 Calculer $\lim_{\substack{x \rightarrow 1 \\ x < 1}} \varphi'(x)$ et démontrer que φ est de classe C^1 sur \mathbb{R} .

Q16 Montrer que, pour tout entier naturel non nul p , il existe deux polynômes P_p et Q_p à coefficients réels tels que, pour tout $x \in]-\infty, 1[$,

$$\varphi^{(p)}(x) = \frac{P_p(\sqrt{1-x})}{Q_p(\sqrt{1-x})} \exp\left(\frac{-x}{\sqrt{1-x}}\right)$$

Q17 En déduire $\lim_{\substack{x \rightarrow 1 \\ x < 1}} \varphi^{(p)}(x)$ pour $p \in \mathbb{N}^*$.

Q18 En déduire que φ est de classe C^∞ sur \mathbb{R} et pour $p \in \mathbb{N}^*$, donner la valeur de $\varphi^{(p)}(1)$.

II.B - Développements en série

Q19 Démontrer, pour tout $x \in]-1, 1[$,

$$\varphi(x) = \sum_{q=0}^{+\infty} \frac{(-1)^q}{q!} x^q (1-x)^{-q/2}$$

On considère les polynômes de Hilbert

$$\begin{cases} H_0(X) = 1 \\ H_n(X) = \frac{1}{n!} \prod_{k=0}^{n-1} (X-k) = \frac{X(X-1)\cdots(X-n+1)}{n!} \end{cases} \text{ pour tout } n \in \mathbb{N}^* \quad (2)$$

Q20 Démontrer que, pour tout $x \in]-1, 1[$ et tout $q \in \mathbb{N}^*$, on a

$$(1-x)^{-q/2} = \sum_{p=0}^{+\infty} H_p \left(\frac{q}{2} + p - 1 \right) x^p$$

Q21 En déduire

$$\forall x \in]-1, 1[, \quad \varphi(x) = 1 + \sum_{i=0}^{+\infty} \left(\sum_{j=0}^{+\infty} a_{i,j}(x) \right)$$

où l'on a posé

$$\forall (i,j) \in \mathbb{N}^2, \quad a_{i,j}(x) = \frac{(-1)^{i+1}}{(i+1)!} H_j \left(\frac{i-1}{2} + j \right) x^{i+j+1}$$

Q22 Démontrer que, pour tout $x \in]-1, 1[$, $\sum_{i=0}^{+\infty} \left(\sum_{j=0}^{+\infty} |a_{i,j}(x)| \right) = \exp \left(\frac{|x|}{\sqrt{1-|x|}} \right) - 1$.

Q23 Établir l'égalité

$$\forall x \in]-1, 1[, \quad \varphi(x) = \sum_{n=0}^{+\infty} a_n x^n$$

où

$$\boxed{\begin{cases} a_0 = 1 \\ a_n = \sum_{k=0}^{n-1} \frac{(-1)^{n-k}}{(n-k)!} H_k \left(\frac{n+k}{2} - 1 \right) \end{cases} \text{ pour tout } n \in \mathbb{N}^* \quad (3)}$$

II.C - Un prolongement dans \mathbb{C}

On note \mathcal{D} le disque ouvert unité de \mathbb{C} : $\mathcal{D} = \{z \in \mathbb{C} ; |z| < 1\}$.

Q24 Montrer que, pour tout $z \in \mathcal{D}$, la série entière $\sum_{n \geq 0} a_n z^n$ converge.

Pour $z \in \mathcal{D}$, on note $\Phi_0(z) = \sum_{n=0}^{+\infty} a_n z^n$ et, sous réserve de convergence,

$$\Phi_p(z) = \sum_{n=0}^{+\infty} (n+p)(n+p-1)\cdots(n+1) a_{n+p} z^n$$

Q25 Justifier que, pour tout $p \in \mathbb{N}^*$ et tout $x \in]-1, 1[$, $\Phi_p(x) = \varphi^{(p)}(x)$ et que pour tout $p \in \mathbb{N}^*$ et tout $z \in \mathcal{D}$, la série entière $\sum_{n=0}^{+\infty} (n+p)(n+p-1)\cdots(n+1) a_{n+p} z^n$ converge.

Q26 Justifier que, pour tout $p \in \mathbb{N}$, la fonction $\varphi^{(p)}$ est bornée sur $] - 1, 1[$. On pourra utiliser Q16.

On admet que la fonction Φ_p est bornée sur \mathcal{D} .

Q27 Soit r un réel de l'intervalle $]0, 1[$. Démontrer pour, tous entiers $n \geq 1$ et $p \geq 1$, que

$$(n+p)(n+p-1) \cdots (n+1)a_{n+p}r^n = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \Phi_p(re^{i\theta})e^{-ni\theta} d\theta$$

Q28 Démontrer que, pour tout $p \in \mathbb{N}$, il existe un réel K_p et un entier naturel N_p tels que

$$\forall n \geq N_p, \quad |a_n| \leq \frac{K_p}{n^p}$$

Q29 Démontrer que la série entière $\sum_{n \geq 0} a_n x^n$ converge normalement sur $[0, 1]$ et donner la valeur de $\sum_{n=0}^{+\infty} a_n$.

Q30 Soit $p \in \mathbb{N}^*$. Montrer que la série entière $\sum_{n \geq 0} (n+p)(n+p-1) \cdots (n+1)a_{n+p}x^n$ converge normalement sur $[0, 1]$ et donner la valeur de $\sum_{n=0}^{+\infty} (n+p)(n+p-1) \cdots (n+1)a_{n+p}$.

Q31 Démontrer que tous les moments d'ordre p de la suite (a_n) sont nuls.

Mathématiques II Centrale PSI 2018

I Moments d'une variable aléatoire

Q1 Soit $\omega \in \Omega$.

Si $0 \leq X(\omega) \leq 1$, alors comme $X \geq 0$, on a $0 \leq X^k(\omega) \leq 1 \leq 1 + X^n(\omega)$.

Si $X(\omega) \geq 1$, on a $X^k(\omega) \leq X^n(\omega) \leq 1 + X^n(\omega)$.

$$\forall \omega \in \Omega, 0 \leq X^k(\omega) \leq 1 + X^n(\omega)$$

$$\boxed{\forall k \in \llbracket 1, n \rrbracket, 0 \leq X^k \leq 1 + X^n}$$

Q2 Si X admet un moment d'ordre n alors $1 + X^n$ est d'espérance finie. Le théorème de domination, et la question précédente, apportent que $\boxed{X^k \text{ est d'espérance finie pour } k \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket}$.

I.A - Fonction génératrice des moments

Q3 Comme somme de série entière, M_X est de classe \mathcal{C}^∞ sur $] -R, R[$ et par le cours, la série entière correspond à sa série de Taylor en 0 :

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad \frac{m_n(X)}{n!} = \frac{M_X^{(n)}(0)}{n!} \text{ soit encore } m_n(X) = M_X^{(n)}(0)$$

La suite (m_n) est donc bien parfaitement déterminée par la donnée de la fonction M_X .

Q4 Soit $t \in] -R_X, R_X[$. Je note $X(\Omega) = \{x_k, k \in \mathbb{N}\}$. Dans $[0, +\infty[$, par la formule du transfert,

$$\begin{aligned} E(e^{tX}) &= \sum_{k=0}^{+\infty} e^{tx_k} P(X = x_k) \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(tx_k)^n}{n!} P(X = x_k) \end{aligned}$$

On étudie s'il y a possibilité d'intervertir. Dans $[0, +\infty[$, par le théorème de Fubini positif,

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^{+\infty} \sum_{n=0}^{+\infty} \left| \frac{(tx_k)^n}{n!} P(X = x_k) \right| &= \sum_{n=0}^{+\infty} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(|t|x_k)^n}{n!} P(X = x_k) \\ &= \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{|t|^n}{n!} m_n(X) = M_X(|t|) < +\infty \text{ car } |t| < R_X \end{aligned}$$

Donc la famille $\left(\frac{(tx_k)^n}{n!} P(X = x_k) \right)_{(n,k) \in \mathbb{N}^2}$ est sommable. Par le théorème de Fubini :

$$E(X) = \sum_{n=0}^{+\infty} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(t|x_k|^n}{n!} P(X = x_k) = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{t^n}{n!} m_n(X) = M_X(t)$$

Donc $\boxed{e^{tX} \text{ est d'espérance finie et } E(e^{tX}) = M_X(t)}$.

Q5 Réciproquement, s'il existe un réel $R > 0$ tel que, pour tout $t \in] -R, R[$, la variable aléatoire e^{tX} est d'espérance finie, alors pour tout $t \in] -R, R[$, on a comme précédemment $\sum_{k=0}^{+\infty} \sum_{n=0}^{+\infty} \left| \frac{(tx_k)^n}{n!} P(X = x_k) \right| < +\infty$.

La famille $\left(\frac{(tx_k)^n}{n!} P(X = x_k) \right)_{(n,k) \in \mathbb{N}^2}$ est sommable, et on peut reprendre les calculs précédents.

L'ensemble de définition de la fonction génératrice des moments de X contient $] - R, R[$ et pour tout $t \in] - R, R[$, $M_X(t)$ est encore égal à $E(e^{tX})$.

Q6 • Montrons que la variable aléatoire $X + Y$ admet des moments de tous ordres. On a

$$(X + Y)^p = \sum_{n=0}^p \binom{p}{n} X^n Y^{p-n}$$

Les variables aléatoires X^n et Y^{p-n} sont indépendantes (transfert d'indépendance), d'espérance finie (par hypothèse), leurs produits ont aussi une espérance qui est le produit des espérances. Enfin, par linéarité de l'espérance, $(X + Y)^p$ est d'espérance finie, valant :

$$E((X + Y)^p) = \sum_{n=0}^p \binom{p}{n} E(X^n)E(Y^{p-n}) = \sum_{n=0}^p \binom{p}{n} m_n(X)m_{p-n}(Y).$$

• Soit t tel que $|t| < \min(R_X, R_Y)$. $M_X(t)$ et $M_Y(t)$ sont bien définis, et $M_X(t)M_Y(t) = E(e^{tX})E(e^{tY})$. Les variables aléatoires e^{tX} et e^{tY} admettent une espérance finie et sont indépendantes (par transfert d'indépendance à partir de X et Y indépendantes). Par propriété d'espérance d'un produit :

$$E(e^{tX})E(e^{tY}) = E(e^{tX}e^{tY}) = E(e^{t(X+Y)})$$

Par la question Q5, $E(e^{t(X+Y)}) = M_{X+Y}(t)$.

Ainsi, pour $t < \min(R_X, R_Y)$, $M_{X+Y}(t) = M_X(t)M_Y(t)$.

I.B - Exemples

Q7 Z vérifie $P(Z = n) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^n}{n!}$. On a $n^k P(Z = n) = o(\frac{1}{n^2})$ et $\frac{1}{n^2} \geq 0$ et la série $\sum \frac{1}{n^2}$ converge. Par négligeabilité, $\sum_n n P(Z = n)$ converge absolument, et Z admet des moments de tout ordre.

Par la formule de transfert :

$$m_p(Z) = \sum_{n \geq 0} e^{-\lambda} \frac{n^p \lambda^n}{n!}$$

Q8 Pour $t \geq 0$, par le théorème de Fubini positif, dans $[0, +\infty[$:

$$\sum_{p \geq 0} m_p(Z) \frac{t^p}{p!} = \sum_{p \geq 0} \sum_{n \geq 0} e^{-\lambda} \frac{n^p \lambda^n}{n!} \frac{t^p}{p!} = e^{-\lambda} \sum_{n \geq 0} \frac{\lambda^n}{n!} \sum_{p \geq 0} \frac{n^p t^p}{p!} = e^{-\lambda} \sum_{n \geq 0} \frac{\lambda^n}{n!} e^{nt} = e^{-\lambda} e^{\lambda e^t} = e^{\lambda(e^t - 1)} < +\infty$$

donc pour tout $t \geq 0$, la série $\sum_{p \geq 0} m_p(Z) \frac{t^p}{p!}$ converge. Donc le rayon de cette série entière est $+\infty$. Comme vu en question Q3, $m_1(Z) = M'_Z(0)$ et $m_2(Z) = M''_Z(0)$.

$$M'_Z(t) = \lambda e^t e^{\lambda(e^t - 1)}, \quad M''_Z(t) = (\lambda e^t + \lambda^2 e^{2t}) e^{\lambda(e^t - 1)} \quad m_1(Z) = m'_Z(0) = \lambda, \quad m_2(Z) = \lambda + \lambda^2.$$

On retrouve l'espérance et la variance de la loi de Poisson.

Q9 Par stabilité pour la somme de lois binomiales $\mathcal{B}(1, \frac{\lambda}{n})$ indépendantes, S_n suit une loi binomiale $B(n, \lambda/n)$.

$$\begin{aligned} M_{S_n}(t) &= E(e^{t(X_1 + \dots + X_n)}) = E(e^{tX_1 + \dots + tX_n}) \\ &= E(e^{tX_1}) \dots E(e^{tX_n}) \text{ par transfert d'indépendance, les } X_i \text{ étant indépendantes} \\ &= [E(e^{tX_1})]^n \text{ puisque les } X_i \text{ ont même loi} \\ &= \left(1 - \frac{\lambda}{n} + \frac{\lambda e^t}{n}\right)^n \text{ avec la formule du transfert} \end{aligned}$$

Q10 Je vous laisse montrer (grand classique rencontré plusieurs fois en classe) :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} M_{S_n}(t) = e^{\lambda(e^t - 1)}$$

Q11 On a trouvé $\boxed{\lim_{n \rightarrow +\infty} M_{S_n}(t) = M_{\mathcal{P}(\lambda)}(t)}$.

Q12 On a $P(Y_n = \frac{k}{n}) = \frac{1}{n}$ pour k entre 1 et n . Par la formule du transfert : $m_p = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \left(\frac{k}{n}\right)^p$,

$$M_{Y_n}(t) = \sum_{p=0}^{+\infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \left(\frac{k}{n}\right)^p \frac{t^p}{p!} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \sum_{p=0}^{+\infty} \frac{1}{p!} \left(\frac{tk}{n}\right)^p = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n e^{tk/n}$$

Q13 On reconnaît une somme de Riemann associée à la fonction continue $x \mapsto e^{tx}$. On a donc, à t fixé,

$$\boxed{\lim_{n \rightarrow +\infty} M_{Y_n}(t) = \int_0^1 e^{tx} dx = \begin{cases} \frac{e^t - 1}{t} & \text{si } t \neq 0 \\ 1 & \text{si } t = 0 \end{cases}}$$

II. Moments d'une suite numérique

II.A - Étude d'une fonction

Q14 Je vous laisse rédiger que φ est de classe C^∞ sur $\mathbb{R} \setminus \{1\}$. Quand x tend vers 1 par valeurs inférieures, on a $\varphi(x) \rightarrow 0$ sans forme indéterminée, donc φ est continue en 1, puis $\boxed{\varphi \text{ est continue sur } \mathbb{R}}$.

Q15

$$\varphi'(x) = \exp\left(\frac{-x}{\sqrt{1-x}}\right) \left(\frac{-1}{\sqrt{1-x}} - \frac{x}{(1-x)^{3/2}}\right) = -\frac{\varphi(x)}{(1-x)^{3/2}}$$

Je vous laisse rédiger $\lim_{\substack{x \rightarrow 1 \\ x < 1}} \varphi'(x) = 0$.

La limite à droite est 0 aussi, donc par le théorème de la limite de la dérivée (la fonction est continue, C^1 sauf éventuellement en 1 et sa dérivée a une limite finie en 1), $\boxed{\varphi \text{ est de classe } C^1 \text{ sur } \mathbb{R}}$. Et $\varphi'(1) = 0$.

Q16 Je vous laisse montrer par récurrence, pour tout entier naturel non nul p , \mathcal{H}_p : « il existe deux polynômes P_p et Q_p à coefficients réels tels que, pour tout $x \in]-\infty, 1[$,

$$\varphi^{(p)}(x) = \frac{P_p(\sqrt{1-x})}{Q_p(\sqrt{1-x})} \exp\left(\frac{-x}{\sqrt{1-x}}\right) = R_p(\sqrt{1-x}) \exp\left(\frac{-x}{\sqrt{1-x}}\right) \gg$$

Q17-18 Je vous laisse mettre en place une récurrence : comme en Q15., le théorème de la limite de la dérivée s'applique dans l'hérédité (si φ est de classe C^{p-1} , on montre que $\lim_{\substack{x \rightarrow 1 \\ x < 1}} \varphi^{(p)}(x) = 0$ par croissance

comparée). On trouvera : $\boxed{\text{pour tout } p \in \mathbb{N}^*, \varphi^{(p)}(1) \text{ existe et vaut } 0}$.

II.B - Développements en série

Q19 Par le développement en série entière de l'exponentielle, il vient

$$\varphi(x) = \sum_{q=0}^{+\infty} \frac{1}{q!} \frac{(-x)^q}{\sqrt{1-x^q}} = \sum_{q=0}^{+\infty} \frac{(-1)^q}{q!} x^q (1-x)^{-q/2}.$$

Q20 D'après le développement en série entière « $(1+x)^\alpha$ », on a

$$\begin{aligned} (1-x)^{-q/2} &= \sum_{p \geq 0} \binom{-q/2}{p} (-x)^p = \sum_{p \geq 0} \frac{(-q/2)(-q/2-1)\dots(-q/2-p+1)}{p!} (-1)^p x^p \\ &= \sum_{p \geq 0} \frac{(q/2+p-1)\dots(q/2+1)q/2}{p!} x^p \end{aligned}$$

Donc, pour tout $x \in]-1, 1[$ et tout $q \in \mathbb{N}^*$, on a

$$\boxed{(1-x)^{-q/2} = \sum_{p=0}^{+\infty} H_p \left(\frac{q}{2} + p - 1\right) x^p}$$

Q21 On a

$$\varphi(x) = \sum_{q=0}^{+\infty} \frac{(-1)^q}{q!} x^q (1-x)^{-q/2} = \sum_{q=0}^{+\infty} \sum_{p=0}^{+\infty} \frac{(-1)^q}{q!} x^q H_p \left(\frac{q}{2} + p - 1 \right) x^p$$

En isolant les termes d'indice $q = 0$:

$$\begin{aligned} \varphi(x) &= \sum_{p=0}^{+\infty} H_p(p-1)x^p + \sum_{q=1}^{+\infty} \sum_{p=0}^{+\infty} \frac{(-1)^q}{q!} x^q H_p \left(\frac{q}{2} + p - 1 \right) x^p \\ &= H_0(-1) + 0 + \sum_{q=0}^{+\infty} \sum_{p=0}^{+\infty} \frac{(-1)^q}{q!} x^q H_p \left(\frac{q}{2} + p - 1 \right) x^p \end{aligned}$$

Avec le changement d'indice $q = i + 1$, on trouve bien

$$\forall x \in]-1, 1[, \quad \varphi(x) = 1 + \sum_{i=0}^{+\infty} \left(\sum_{j=0}^{+\infty} a_{i,j}(x) \right) \quad \text{où l'on a posé } \forall (i, j) \in \mathbb{N}^2, \quad a_{i,j}(x) = \frac{(-1)^{i+1}}{(i+1)!} H_j \left(\frac{i-1}{2} + j \right) x^{i+j+1}.$$

Q22 On a $H_j \left(\frac{i-1}{2} + j \right) \geq 0$ puisque i et j sont ≥ 0 (le dernier terme du numérateur est $\frac{i+1}{2}$). Donc

$$\begin{aligned} \sum_{i=0}^{+\infty} \left(\sum_{j=0}^{+\infty} |a_{i,j}(x)| \right) &= \sum_{i=0}^{+\infty} \left(\sum_{j=0}^{+\infty} \frac{1}{(i+1)!} H_j \left(\frac{i-1}{2} + j \right) |x|^{i+j+1} \right) \\ &\quad \text{on remonte les calculs de la question précédente} \\ &= \sum_{q=0}^{+\infty} \frac{|x|^q}{q!} \sum_{p=0}^{+\infty} H_p \left(\frac{q}{2} + p - 1 \right) |x|^p - 1 \\ &= \sum_{q=0}^{+\infty} \frac{|x|^q}{q!} (1 - |x|)^{-q/2} - 1 \end{aligned}$$

Et finalement, pour tout $x \in]-1, 1[$,

$$\boxed{\sum_{i=0}^{+\infty} \left(\sum_{j=0}^{+\infty} |a_{i,j}(x)| \right) = \exp \left(\frac{|x|}{\sqrt{1-|x|}} \right) - 1}$$

Q23 Par la question précédente, la famille $(a_{i,j}(x))_{i,j}$ est sommable. On peut appliquer une sommation par paquets :

$$\begin{aligned} 1 + \sum_{i=0}^{+\infty} \left(\sum_{j=0}^{+\infty} a_{i,j}(x) \right) &= 1 + \sum_{n=0}^{+\infty} \sum_{(i,j) \in \mathbb{N}^2, i+j=n} \frac{(-1)^{i+1}}{(i+1)!} H_j \left(\frac{n-1+j}{2} \right) x^{n+1} \\ &\quad (m = n+1) \\ &= 1 + \sum_{m=1}^{+\infty} \sum_{(i,j) \in \mathbb{N}^2, i+1+j=m} \frac{(-1)^{i+1}}{(i+1)!} H_j \left(\frac{m+j}{2} - 1 \right) x^m \\ &\quad (k = j) \\ &= 1 + \sum_{m=1}^{+\infty} \sum_{k=0}^{m-1} \frac{(-1)^{m-k}}{(m-k)!} H_k \left(\frac{m+k}{2} - 1 \right) x^m \end{aligned}$$

$$\boxed{\forall x \in]-1, 1[, \quad \varphi(x) = \sum_{n=0}^{+\infty} a_n x^n}$$

où

$$\boxed{\begin{cases} a_0 = 1 \\ a_n = \sum_{k=0}^{n-1} \frac{(-1)^{n-k}}{(n-k)!} H_k \left(\frac{n+k}{2} - 1 \right) \end{cases} \quad \text{pour tout } n \in \mathbb{N}^* \quad (4)}$$

II.C - Un prolongement dans \mathbb{C}

Q24 Pour tout $x \in]-1, 1[$, $\sum a_n x^n$ converge par Q23. Et cela venait de $\sum |a_n x^n|$ converge en Q22. Donc pour tout $z \in \mathcal{D}$, la série entière $\sum_{n \geq 0} a_n z^n$ converge absolument, donc converge.

Q25 Le théorème de dérivation terme à terme des séries entières affirme que pour tout $p \in \mathbb{N}^*$ et tout $x \in]-1, 1[$, $\Phi_p(x) = \varphi^{(p)}(x)$ et que les séries entières gardent le même rayon de convergence (ici 1) après dérivation. En particulier, pour tout $p \in \mathbb{N}^*$ et tout $z \in \mathcal{D}$, la série entière

$$\sum_{n=0}^{+\infty} (n+p)(n+p-1) \cdots (n+1) a_{n+p} z^n \text{ converge.}$$

Q26 Rappelons que la fonction $\varphi^{(p)}$ s'exprime sous la forme $R_p(\sqrt{1-x}) \exp\left(\frac{-x}{\sqrt{1-x}}\right)$ pour $x < 1$ et 0 pour $x \geq 1$. Je vous laisse rédiger que cette fonction admet une limite nulle en 1, ce qui fait qu'elle est continue sur $[-1, 1]$. Par le théorème des bornes atteintes, elle est bornée sur ce segment.

$$\boxed{\Phi_p = \varphi^{(p)} \text{ est bornée sur }]-1, 1[.}$$

On admet que la fonction Φ_p est bornée sur \mathcal{D} .

Q27 Soit r un réel de l'intervalle $]0, 1[$.

La série entière $\sum_n (n+p)(n+p-1) \cdots (n+1) a_{n+p} z^n$ converge normalement sur le disque $D_f(0, r)$ car $r < R$ (une série entière converge normalement sur tout compact inclus dans le disque ouvert de convergence). Donc la série entière

$$\theta \mapsto \sum_n (n+p)(n+p-1) \cdots (n+1) a_{n+p} r^n e^{ni\theta}$$

converge normalement sur \mathbb{R} , et donc sur $[0, 2\pi]$.

Ceci autorise à intégrer terme à terme le développement en série de $\Phi_p(re^{i\theta})e^{-ni\theta}$ sur le segment $[0, 2\pi]$.

Or $\int_0^{2\pi} (re^{i\theta})^k e^{-ni\theta} d\theta = 0$ quand $k \neq n$, il reste donc

$$(n+p)(n+p-1) \cdots (n+1) a_{n+p} r^n = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \Phi_p(re^{i\theta}) e^{-ni\theta} d\theta$$

Q28 $|\Phi_p|$ est bornée par une constante K_p (admis en Q26) donc

$$\forall r \in]0, 1[\quad |a_{n+p}| r^n \leq \frac{1}{(n+p)(n+p-1) \cdots (n+1)} \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} K_p d\theta \leq \frac{K_p}{n^p}$$

et en faisant tendre r vers 1 on a l'inégalité voulue par passage à la limite.

Q29 On pose $h_n(x) = a_n x^n$, de sorte que $0 \leq \|h_n\|_{\infty, [0,1]} \leq |a_n|$. Par la question précédente, $a_n = O(\frac{1}{n^2})$. Par domination, $\sum |a_n|$ converge, puis la série $\|h_n\|_{\infty, [0,1]}$ converge. On en déduit la convergence normale de la série de fonctions $\sum_{n \geq 0} h_n$ sur $[0, 1]$.

On a donc convergence uniforme, et par le théorème de transmission de continuité, la somme de la série entière est continue sur $[0, 1]$. En particulier, on exploite la continuité en 1 :

$$\sum_{n=0}^{+\infty} a_n = \sum_{n=0}^{+\infty} \lim_{x \rightarrow 1} a_n x^n = \lim_{x \rightarrow 1} \varphi(x) = 0 \text{ d'après Q14}$$

Q30 En Q28, nous avons établi que $a_{n+p} = O(\frac{1}{n^p})$. p étant fixé, cela prouve que $a_n = O(\frac{1}{(n-p)^p}) = O(\frac{1}{n^p})$. On a donc une convergence vers 0 plus rapide que n'importe quelle série de Riemann. En particulier, pour $p \in \mathbb{N}^*$ on a $a_n = O(\frac{1}{n^{p+2}})$ et $(n+p)(n+p-1) \cdots (n+1) a_{n+p} = O(\frac{1}{n^2})$. On en déduit la convergence normale de la série entière $\sum_{n \geq 0} (n+p)(n+p-1) \cdots (n+1) a_{n+p} x^n$ sur $[0, 1]$. La convergence normale, donc uniforme, permet d'appliquer la version « dérivée p -ième » du théorème de dérivation terme à terme, ce qui donne pour somme de cette série

$$\sum_{n=0}^{+\infty} (n+p)(n+p-1) \cdots (n+1) a_{n+p} x^n = \varphi^{(p)}(x) = \Phi_p(x)$$

et en particulier

$$\sum_{n=0}^{+\infty} (n+p)(n+p-1)\cdots(n+1)a_{n+p} = \Phi_p(1) = 0 \quad \text{d'après Q18.}$$

Q31 On en déduit par récurrence que tous les moments d'ordre p de la suite (a_n) sont nuls. Comprenons le début :

$$\begin{aligned} m_0 &= \sum_{n \geq 0} a_n = 0 && \text{(d'après Q29)} \\ \sum_{n \geq 0} (n+1)a_n &\stackrel{=0}{\text{(d'après Q30)}} = \sum_{n \geq 0} na_n + \sum_{n \geq 0} a_n = m_1 + m_0 && \text{donc } m_1 = 0 \\ \sum_{n \geq 0} (n+2)(n+1)a_n &\stackrel{=0}{\text{(d'après Q30)}} = \sum_{n \geq 0} n^2 a_n + \sum_{n \geq 0} 3na_n + \sum_{n \geq 0} a_n = m_2 + 3m_1 + 2m_0 && \text{donc } m_2 = 0 \\ \dots & && \dots \end{aligned}$$
