

Concours National Commun

Session 2016

Filière PSI

Épreuve de Mathématiques I : Un corrigé¹

Problème 1

Partie I

Convergence des séries par transformation d'Abel

1. (a) Soit $k \in \mathbb{N}^*$. On a $B_k = \sum_{j=0}^n bj = \sum_{j=0}^{n-1} bj + b_k = B_{k-1} + b_k$, donc $b_k = B_k - B_{k-1}$.

(b) Soit $n \in \mathbb{N}^*$. On a

$$\begin{aligned}
 S_n &= \sum_{k=0}^n a_k b_k = a_0 b_0 + \sum_{k=1}^n a_k b_k \\
 &= a_0 b_0 + \sum_{k=1}^n a_k (B_k - B_{k-1}) \quad \text{d'après la question précédente} \\
 &= a_0 b_0 + \sum_{k=1}^n a_k B_k - \sum_{k=1}^n a_k B_{k-1} \\
 &= a_0 b_0 + a_n B_n + \sum_{k=1}^{n-1} a_k B_k - \sum_{k=1}^n a_k B_{k-1} \\
 &= a_0 b_0 + a_n B_n + \sum_{k=1}^{n-1} a_k B_k - \sum_{j=0}^{n-1} a_{j+1} B_j \quad \text{on a effectué le changement d'indice } j = k - 1 \\
 &= a_n B_n + a_0 B_0 + \sum_{k=1}^{n-1} a_k B_k - \sum_{k=0}^{n-1} a_{k+1} B_k \quad \text{car } B_0 = b_0 \\
 &= a_n B_n + \sum_{k=0}^{n-1} a_k B_k - \sum_{k=0}^{n-1} a_{k+1} B_k \\
 &= a_n B_n + \sum_{k=0}^{n-1} (a_k - a_{k+1}) B_k.
 \end{aligned}$$

2. (a) Pour tout $n \in \mathbb{N}$, on a $\sum_{k=0}^n (a_k - a_{k+1}) = a_0 - a_{n+1} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} a_0$, donc² la série $\sum_{n \geq 0} (a_n - a_{n+1})$ est convergente

$$\text{et } \sum_{n=0}^{+\infty} (a_n - a_{n+1}) = a_0.$$

1. Ce corrigé est proposé par Adham Elbekkali, professeur de mathématiques de la classe PCSI 2 au CPGE de Tanger

2. Définition : Soit $\sum u_n$ une série numérique. On dit que la série $\sum u_n$ est convergente, si la suite (S_n) des sommes partielles, définie par

$$\forall n \in \mathbb{N}, S_n = \sum_{k=0}^n u_k,$$

est convergente. Dans ce cas : $\sum_{n=0}^{+\infty} u_n = \lim_{n \rightarrow +\infty} \sum_{k=0}^n u_k$.

- (b) Pour montrer que la série $\sum_{n \geq 0} a_n b_n$ est convergente, alors, par définition de la convergence d'une série, il suffit qu'on montre que la suite (S_n) de ses sommes partielles est convergente. Or, d'après la question **I.1.b**, on a

$$\forall n \in \mathbb{N}, S_n = a_n B_n + \sum_{k=0}^{n-1} (a_k - a_{k+1}) B_k,$$

alors il suffit qu'on montre que les suites $(a_n B_n)$ et $\left(\sum_{k=0}^{n-1} (a_k - a_{k+1}) B_k \right)$ sont convergentes.

On a

- On a $a_n \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$ et la suite (B_n) est bornée, donc $a_n B_n \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$, ainsi la suite $(a_n B_n)$ est convergente.
- La suite (B_n) est bornée, donc $B_n \underset{n \rightarrow +\infty}{=} O(1)$, par suite $(a_n - a_{n+1}) B_n \underset{n \rightarrow +\infty}{=} O(a_n - a_{n+1})$ et comme la série $\sum_{n \geq 0} (a_n - a_{n+1})$ est convergente d'après **I.2.b**, alors la série $\sum_{n \geq 0} (a_n - a_{n+1}) B_n$ est aussi convergente, du coup la suite des sommes partielles $\left(\sum_{k=0}^{n-1} (a_k - a_{k+1}) B_k \right)$ est convergente.

Donc la série $\sum_{n \geq 0} a_n b_n$ est convergente.

Partie II

Applications aux convergences de quelques types de séries

1. Pour tout $n \in \mathbb{N}$, on pose $b_n = (-1)^n$ et $B_n = \sum_{k=0}^n b_k$, donc pour tout $n \in \mathbb{N}$, on a $B_n = \sum_{k=0}^n b_k = \sum_{k=0}^n (-1)^k = \frac{1 - (-1)^{n+1}}{2} \in \{0, 1\}$, du coup la suite (B_n) est bornée, et comme la suite (a_n) est décroissante de limite nulle, alors, d'après la question **I.2.b**, la série $\sum_{n \geq 0} a_n b_n = \sum_{n \geq 0} (-1)^n a_n$ est convergente.
2. (a) Soit $n \in \mathbb{N}^*$. On a θ est différent de $2k\pi$ ($k \in \mathbb{Z}$), donc $e^{i\theta}$ est différent de 1 puis

$$\sum_{k=1}^n e^{ik\theta} = \sum_{k=1}^n (e^{i\theta})^k = e^{i\theta} \times \frac{1 - (e^{i\theta})^n}{1 - e^{i\theta}} = e^{i\theta} \times \frac{1 - e^{in\theta}}{1 - e^{i\theta}} = e^{i\frac{n+1}{2}\theta} \times \frac{\sin\left(\frac{n\theta}{2}\right)}{\sin\left(\frac{\theta}{2}\right)}.$$

- (b) Soit $\alpha \leq 0$, on a $\left| \frac{e^{in\theta}}{n^\alpha} \right| = \frac{1}{n^\alpha} \not\xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$, donc $\frac{e^{in\theta}}{n^\alpha} \not\xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$, dès lors la série $\sum_{n \geq 1} \frac{e^{in\theta}}{n^\alpha}$ diverge grossièrement.

- (c) Soit $\alpha > 0$. Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, on pose $a_n = \frac{1}{n^\alpha}$, $b_n = e^{in\theta}$ et $B_n = \sum_{k=1}^n b_k$. D'après la question **I.2.a**, on a

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, |B_n| = \left| \sum_{k=1}^n b_k \right| = \left| \sum_{k=1}^n e^{ik\theta} \right| = \left| e^{i\frac{n+1}{2}\theta} \times \frac{\sin\left(\frac{n\theta}{2}\right)}{\sin\left(\frac{\theta}{2}\right)} \right| \leq \frac{1}{\left| \sin\left(\frac{\theta}{2}\right) \right|},$$

donc la suite (B_n) est bornée, et comme la suite (a_n) est décroissante de limite nulle, alors, d'après la question

I.2.b, la série $\sum_{n \geq 1} a_n B_n = \sum_{n \geq 1} \frac{e^{in\theta}}{n^\alpha}$ est convergente. Il en résulte que les séries $\sum_{n \geq 1} \operatorname{Re} \left(\frac{e^{in\theta}}{n^\alpha} \right) = \sum_{n \geq 1} \frac{\cos(n\theta)}{n^\alpha}$

et $\sum_{n \geq 1} \operatorname{Im} \left(\frac{e^{in\theta}}{n^\alpha} \right) = \sum_{n \geq 1} \frac{\sin(n\theta)}{n^\alpha}$ sont aussi convergentes.

(d) Soit $\alpha > 1$. On a

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, \quad \left| \frac{\cos(n\theta)}{n^\alpha} \right| \leq \frac{1}{n^\alpha} \quad \text{et} \quad \left| \frac{\sin(n\theta)}{n^\alpha} \right| \leq \frac{1}{n^\alpha}$$

et, comme la série de Riemann $\sum_{n \geq 1} \frac{1}{n^\alpha}$ est convergente, alors les séries $\sum_{n \geq 1} \left| \frac{\cos(n\theta)}{n^\alpha} \right|$ et $\sum_{n \geq 1} \left| \frac{\sin(n\theta)}{n^\alpha} \right|$ sont convergentes et par suite les séries $\sum_{n \geq 1} \frac{\cos(n\theta)}{n^\alpha}$ et $\sum_{n \geq 1} \frac{\sin(n\theta)}{n^\alpha}$ sont absolument convergentes.

(e) (i) On a θ est différent de $2k\pi$ ($k \in \mathbb{Z}$), donc 2θ est aussi différent de $2k\pi$ et, comme $\alpha > 0$, alors, d'après la question **II.2.c**, la série $\sum_{n \geq 1} \frac{\cos(2n\theta)}{n^\alpha}$ est convergente.

(ii) On a

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, \quad \frac{\sin^2(n\theta)}{n^\alpha} = \frac{1 - \cos(2n\theta)}{2n^\alpha} = \frac{1}{2n^\alpha} - \frac{\cos(2n\theta)}{2n^\alpha},$$

la série de Riemann $\sum_{n \geq 1} \frac{1}{n^\alpha}$ est divergente ($\alpha < 1$) et la série $\sum_{n \geq 1} \frac{\cos(2n\theta)}{n^\alpha}$ est convergente d'après la question précédente, donc la série $\sum_{n \geq 1} \frac{\sin^2(n\theta)}{n^\alpha}$ est divergente en tant que somme d'une série convergente et d'une série divergente.

(iii) Soit $n \in \mathbb{N}^*$. On a $|\sin(n\theta)| \geq \sin^2(n\theta)$, donc $\frac{|\sin(n\theta)|}{n^\alpha} \geq \frac{\sin^2(n\theta)}{n^\alpha}$ et, comme la série $\sum_{n \geq 1} \frac{\sin^2(n\theta)}{n^\alpha}$ est divergente d'après la question précédente, alors la série $\sum_{n \geq 1} \frac{|\sin(n\theta)|}{n^\alpha}$ est aussi divergente, ainsi la série $\sum_{n \geq 1} \frac{\sin(n\theta)}{n^\alpha}$ n'est pas absolument convergente.

3. Posons, pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, $a_n = \frac{1}{n^\alpha}$ et $B_n = \sum_{k=1}^n c_k$. La série $\sum_{n \geq 1} c_n$ étant convergente, donc la suite des sommes partielles $(B_n)_{n \geq 1}$ est convergente et par conséquent elle est bornée et, comme la suite $(a_n)_{n \geq 1}$ est décroissante de limite nulle, alors, d'après la question **I.2.b**, la série $\sum_{n \geq 1} a_n c_n = \sum_{n \geq 1} \frac{c_n}{n^\alpha}$ est convergente.

Partie III

Une autre méthode pour montrer la convergence de quelques types de séries

1. Soit $s \in \mathbb{R}_+^*$.

La fonction $t \mapsto e^{-st}f(t)$ est continue sur $[0, +\infty[$ en tant que produit de deux fonctions continues sur $[0, +\infty[$, donc l'intégrale $\int_0^{+\infty} e^{-st}f(t)dt$ est impropre en $+\infty$.

La fonction f est décroissante et minorée (car elle positive), donc, d'après le théorème de la limite monotone, elle admet une limite finie en $+\infty$, du coup $t^2 e^{-st}f(t) = \frac{e^{-st}f(t)}{1/t^2} \xrightarrow{t \rightarrow +\infty} 0$ et par suite $e^{-st}f(t) \underset{t \rightarrow +\infty}{=} o\left(\frac{1}{t^2}\right)$. Or

l'intégrale de Riemann $\int_1^{+\infty} \frac{dt}{t^2}$ est convergente, alors $\int_0^{+\infty} e^{-st}f(t)dt$ est convergente. Ainsi $\varphi_f(s)$ est bien définie pour tout $s \in \mathbb{R}_+^*$.

2. La fonction g est définie, continue, positive et décroissante sur \mathbb{R}^+ , donc, d'après la question précédente, φ_g est

définie sur \mathbb{R}_+^* et on a

$$\begin{aligned} \forall s \in \mathbb{R}_+^*, \varphi_g(s) &= \int_0^{+\infty} e^{-st} g(t) dt = \int_0^1 e^{-st} g(t) dt + \int_1^{+\infty} e^{-st} g(t) dt = \int_0^1 e^{-st} (1-t) dt \\ &\stackrel{\text{IPP}}{=} \left[-\frac{e^{-st}(1-t)}{s} \right]_{t=0}^{t=1} - \int_0^1 \frac{e^{-st}}{s} dt = \frac{1}{s} - \left[-\frac{e^{-st}}{s^2} \right]_{t=0}^{t=1} = \frac{1}{s} + \frac{1}{s^2} (e^{-s} - 1). \end{aligned}$$

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

Les fonctions f et $t \mapsto e^{-st}$ sont décroissantes, donc

$$\forall t \in [k, k+1], f(k+1) \leq f(t) \leq f(k) \quad \text{et} \quad e^{-(k+1)s} \leq e^{-ts} \leq e^{-ks},$$

d'où

$$\forall t \in [k, k+1], e^{-(k+1)s} f(k+1) \leq e^{-ts} f(t) \leq e^{-ks} f(k),$$

alors, par croissance de l'intégrale, obtient

$$\int_k^{k+1} e^{-(k+1)s} f(k+1) dt \leq \int_k^{k+1} e^{-ts} f(t) dt \leq \int_k^{k+1} e^{-ks} f(k) dt,$$

c.à.d.

$$e^{-(k+1)s} f(k+1) \leq \int_k^{k+1} e^{-ts} f(t) dt \leq e^{-ks} f(k).$$

4. Soient $N \in \mathbb{N}^*$ et $s \in \mathbb{R}_+^*$.

D'après la question précédente, on a

$$\forall k \in \llbracket 0, N-1 \rrbracket, e^{-(k+1)s} f(k+1) \leq \int_k^{k+1} e^{-ts} f(t) dt \leq e^{-ks} f(k),$$

donc

$$\sum_{k=0}^{N-1} e^{-(k+1)s} f(k+1) \leq \sum_{k=0}^{N-1} \int_k^{k+1} e^{-ts} f(t) dt \leq \sum_{k=0}^{N-1} e^{-ks} f(k).$$

En effectuant le changement d'indice $j = k+1$ dans l'expression du premier membre de l'inégalité précédente et en appliquant la relation de Chasles dans l'expression du deuxième membre de l'inégalité précédente, on obtient :

$$\sum_{j=1}^N e^{-js} f(j) \leq \int_0^N e^{-ts} f(t) dt \leq \sum_{k=0}^{N-1} e^{-ks} f(k),$$

c.à.d.

$$\sum_{k=1}^N e^{-ks} f(k) \leq \int_0^N e^{-ts} f(t) dt \leq \sum_{k=0}^{N-1} e^{-ks} f(k),$$

c.à.d.

$$\sum_{k=1}^N e^{-ks} f(k) \leq \int_0^N e^{-ts} f(t) dt \quad \text{et} \quad \int_0^N e^{-ts} f(t) dt \leq \sum_{k=0}^{N-1} e^{-ks} f(k),$$

et, comme $\sum_{k=1}^N e^{-ks} f(k) = \sum_{k=0}^N e^{-ks} f(k) - f(0)$ et $\sum_{k=0}^{N-1} e^{-ks} f(k) \leq \sum_{k=0}^{N-1} e^{-ks} f(k) + e^{-Ns} f(N) = \sum_{k=0}^N e^{-ks} f(k)$, il vient

$$\sum_{k=0}^N e^{-ks} f(k) - f(0) \leq \int_0^N e^{-ts} f(t) dt \quad \text{et} \quad \int_0^N e^{-ts} f(t) dt \leq \sum_{k=0}^N e^{-ks} f(k),$$

par conséquent

$$\forall N \in \mathbb{N}^*, \quad \int_0^N e^{-ts} f(t) dt \leq \sum_{k=0}^N e^{-ks} f(k) \leq \int_0^N e^{-ts} f(t) dt + f(0),$$

et on voit que l'inégalité est encore valable pour $N = 0$. Finalement

$$\forall N \in \mathbb{N}, \quad \int_0^N e^{-ts} f(t) dt \leq \sum_{k=0}^N e^{-ks} f(k) \leq \int_0^N e^{-ts} f(t) dt + f(0).$$

5. La série $\sum_{n \geq 0} e^{-ns} f(n)$ est à termes positifs, donc³, pour montrer qu'elle est convergente, il suffit qu'on montre que la suite de ses sommes partielles est majorée. D'après la question précédente, on a

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad \sum_{k=0}^n e^{-ks} f(k) \leq \int_0^n e^{-ts} f(t) dt + f(0) \leq \int_0^{+\infty} e^{-ts} f(t) dt + f(0),$$

donc la suite des sommes partielles de la série $\sum_{n \geq 0} e^{-ns} f(n)$ est majorée et par conséquent la série $\sum_{n \geq 0} e^{-ns} f(n)$ est convergente.

6. Soient $s \in \mathbb{R}_+^*$ et $n, N \in \mathbb{N}^*$ tels que $n \leq N$. D'après la question **III.3**, on a

$$\forall k \in \llbracket n, N \rrbracket, \quad e^{-(k+1)s} f(k+1) \leq \int_k^{k+1} e^{-ts} f(t) dt \leq e^{-ks} f(k),$$

donc

$$\sum_{k=n}^N e^{-(k+1)s} f(k+1) \leq \sum_{k=n}^N \int_k^{k+1} e^{-ts} f(t) dt \leq \sum_{k=n}^N e^{-ks} f(k).$$

En effectuant le changement d'indice $j = k + 1$ dans l'expression du premier membre de l'inégalité précédente et en appliquant la relation de Chasles dans l'expression du deuxième membre de l'inégalité précédente, on obtient

$$\sum_{j=n+1}^{N+1} e^{-js} f(j) \leq \int_n^{N+1} e^{-ts} f(t) dt \leq \sum_{k=n}^N e^{-ks} f(k),$$

c.à.d.

$$\sum_{k=n+1}^{N+1} e^{-ks} f(k) \leq \int_n^{N+1} e^{-ts} f(t) dt \leq \sum_{k=n}^N e^{-ks} f(k).$$

En faisant tendre $N \rightarrow +\infty$, on obtient

$$\sum_{k=n+1}^{+\infty} e^{-ks} f(k) \leq \int_n^{+\infty} e^{-ts} f(t) dt \leq \sum_{k=n}^{+\infty} e^{-ks} f(k),$$

c.à.d.

$$\sum_{k=n+1}^{+\infty} e^{-ks} f(k) \leq \int_n^{+\infty} e^{-ts} f(t) dt \quad \text{et} \quad \int_n^{+\infty} e^{-ts} f(t) dt \leq \sum_{k=n}^{+\infty} e^{-ks} f(k),$$

3. Soit $\sum_{n \geq 0} u_n$ une série à termes positifs. Alors :

$$\sum_{n \geq 0} u_n \text{ converge} \iff \text{la suite de ses sommes partielles est majorée} \iff \exists M \geq 0 : \forall n \in \mathbb{N}, \sum_{k=0}^n u_k \leq M.$$

donc

$$\sum_{k=n+1}^{+\infty} e^{-ks} f(k) \leq \int_n^{+\infty} e^{-ts} f(t) dt \quad \text{et} \quad \int_{n+1}^{+\infty} e^{-ts} f(t) dt \leq \sum_{k=n+1}^{+\infty} e^{-ks} f(k),$$

ainsi

$$\int_{n+1}^{+\infty} e^{-ts} f(t) dt \leq \sum_{k=n+1}^{+\infty} e^{-ks} f(k) \leq \int_n^{+\infty} e^{-ts} f(t) dt.$$

7. (a) Soient $n \in \mathbb{N}$ et $(s, s') \in \mathbb{R}_+^* \times \mathbb{R}_+^*$.

On considère la fonction f définie sur \mathbb{R}_+ par

$$\forall t \in \mathbb{R}_+, \quad f(t) = \frac{1}{1 + e^{ts'}}.$$

On voit que la fonction f est continue, positive et décroissante, donc, d'après la question précédente, on a

$$\int_{n+1}^{+\infty} e^{-ts} f(t) dt \leq \sum_{k=n+1}^{+\infty} e^{-ks} f(k) \leq \int_n^{+\infty} e^{-ts} f(t) dt,$$

c.à.d.

$$\int_{n+1}^{+\infty} \frac{e^{-ts}}{1 + e^{ts'}} dt \leq \sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{e^{-ks}}{1 + e^{ks'}} \leq \int_n^{+\infty} \frac{e^{-ts}}{1 + e^{ts'}} dt.$$

(b) Soient $s \in \mathbb{R}_+^*$ et $n \in \mathbb{N}^*$. En prenant $s' = s$ dans la question précédente, on obtient

$$\int_{n+1}^{+\infty} \frac{e^{-ts}}{1 + e^{ts}} dt \leq \sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{e^{-ks}}{1 + e^{ks}} \leq \int_n^{+\infty} \frac{e^{-ts}}{1 + e^{ts}} dt.$$

On a

$$\begin{aligned} \int_n^{+\infty} \frac{e^{-ts}}{1 + e^{ts}} dt &= \int_n^{+\infty} \frac{e^{-ts}}{e^{ts}(e^{-ts} + 1)} dt = \int_n^{+\infty} \frac{(e^{-ts})^2}{e^{-ts} + 1} dt \\ &= \int_n^{+\infty} \frac{(e^{-ts})^2 + e^{-ts} - e^{-ts}}{e^{-ts} + 1} dt = \int_n^{+\infty} e^{-ts} - \frac{e^{-ts}}{e^{-ts} + 1} dt \\ &= \left[-\frac{e^{-ts}}{s} + \frac{\ln(1 + e^{-ts})}{s} \right]_{t=n}^{t \rightarrow +\infty} = \frac{1}{s} (e^{-ns} - \ln(1 + e^{-ns})) \end{aligned}$$

et en remplaçant n par $n + 1$, on obtient $\int_{n+1}^{+\infty} \frac{e^{-ts}}{1 + e^{ts}} dt = \frac{1}{s} (e^{-(n+1)s} - \ln(1 + e^{-(n+1)s}))$.

D'où la double inégalité

$$\frac{1}{s} (e^{-(n+1)s} - \ln(1 + e^{-(n+1)s})) \leq \sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{e^{-ks}}{1 + e^{ks}} \leq \frac{1}{s} (e^{-ns} - \ln(1 + e^{-ns})).$$

(c) D'après la question précédente, on a

$$\forall s > 0, \quad \frac{1}{s} (e^{-(n+1)s} - \ln(1 + e^{-(n+1)s})) \leq \sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{e^{-ks}}{1 + e^{ks}} \leq \frac{1}{s} (e^{-ns} - \ln(1 + e^{-ns}))$$

et, comme $\lim_{s \rightarrow +\infty} \frac{1}{s} (e^{-(n+1)s} - \ln(1 + e^{-(n+1)s})) = \lim_{s \rightarrow +\infty} \frac{1}{s} (e^{-ns} - \ln(1 + e^{-ns})) = 0$, alors, d'après le théo-

rème des gendarmes, $\lim_{s \rightarrow +\infty} \sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{e^{-ks}}{1 + e^{ks}} = 0$.

(d) D'après la question **III.7.b**, on a

$$\forall s > 0, \quad \frac{1}{s} \left(e^{-(n+1)s} - \ln(1 + e^{-(n+1)s}) \right) \leq \sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{e^{-ks}}{1 + e^{ks}} \leq \frac{1}{s} (e^{-ns} - \ln(1 + e^{-ns})),$$

donc

$$\forall s > 0, \quad \left(e^{-(n+1)s} - \ln(1 + e^{-(n+1)s}) \right) \leq s \sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{e^{-ks}}{1 + e^{ks}} \leq (e^{-ns} - \ln(1 + e^{-ns})),$$

et, comme $\lim_{s \rightarrow 0^+} \left(e^{-(n+1)s} - \ln(1 + e^{-(n+1)s}) \right) = \lim_{s \rightarrow 0^+} (e^{-ns} - \ln(1 + e^{-ns})) = 1 - \ln 2$, alors, d'après le théo-

rème des gendarmes, $\lim_{s \rightarrow 0^+} s \sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{e^{-ks}}{1 + e^{ks}} = 1 - \ln 2$, d'où $s \sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{e^{-ks}}{1 + e^{ks}} \underset{s \rightarrow 0^+}{\sim} 1 - \ln 2$ et par suite

$$\sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{e^{-ks}}{1 + e^{ks}} \underset{s \rightarrow 0^+}{\sim} \frac{1 - \ln 2}{s}.$$

8. Considérons la fonction g définie sur \mathbb{R}_+ par

$$\forall t \in \mathbb{R}_+, \quad g(t) = f(e^{-t}).$$

- La fonction f est positive, donc la fonction g est aussi positive.
- La fonction $t \mapsto e^{-t}$ est continue sur \mathbb{R}_+ à valeur dans \mathbb{R}_+ et la fonction g est continue sur \mathbb{R}_+ , donc, par composition, la fonction g est continue sur \mathbb{R}_+ .
- Pour tout $t, t' \in \mathbb{R}$, on a

$$\begin{aligned} t \leq t' &\implies -t' \leq t \\ &\implies e^{-t'} \leq e^{-t} \quad \text{car la fonction exp est croissante} \\ &\implies f(e^{-t'}) \leq f(e^{-t}), \quad \text{car la fonction } f \text{ est croissante} \end{aligned}$$

donc la fonction g est décroissante.

- (a) Soit $s \in \mathbb{R}^*$. Puisque la fonction g est continue, positive, décroissante et $s^2 \in \mathbb{R}_+^*$, alors, d'après la question **III.1**, l'intégrale $\int_0^{+\infty} e^{-s^2 t} g(t) dt = \int_0^{+\infty} e^{-s^2 t} f(e^{-t}) dt$ converge.
- (b) Soit $s \in \mathbb{R}^*$. Puisque la fonction g est continue, positive, décroissante et $s^2 \in \mathbb{R}_+^*$, alors, d'après la question **III.4**, on a

$$\forall N \in \mathbb{N}, \quad \int_0^N e^{-ts^2} g(t) dt \leq \sum_{k=0}^N e^{-ks^2} g(k) \leq \int_0^N e^{-ts^2} g(t) dt + g(0).$$

En faisant tendre $N \rightarrow +\infty$, on obtient

$$\int_0^{+\infty} e^{-ts^2} g(t) dt \leq \sum_{k=0}^{+\infty} e^{-ks^2} g(k) \leq \int_0^{+\infty} e^{-ts^2} g(t) dt + g(0),$$

c.à.d.

$$\int_0^{+\infty} e^{-ts^2} f(e^{-t}) dt \leq \sum_{k=0}^{+\infty} e^{-ks^2} f(e^{-k}) \leq \int_0^{+\infty} e^{-ts^2} f(e^{-t}) dt + f(1),$$

par conséquent

$$0 \leq \sum_{k=0}^{+\infty} e^{-ks^2} f(e^{-k}) - \int_0^{+\infty} e^{-ts^2} f(e^{-t}) dt \leq f(1).$$

Problème 2

Partie I

Cas particulier : variables aléatoires discrètes finies

1. La variable aléatoire Z suit une loi de Bernoulli de paramètre p , donc

$$Z(\Omega) = \{0, 1\}, \quad P(Z = 1) = p \quad \text{et} \quad P(Z = 0) = 1 - p$$

d'où, d'après le théorème de transfert pour les v.a. finie⁴,

$$\forall t \in \mathbb{R}, \quad M_Z = E(e^{tZ}) = \sum_{z \in Z(\Omega)} e^{tz} P(Z = z) = e^{t \times 0} P(Z = 0) + e^{t \times 1} P(Z = 1) = 1 - p + p e^t$$

2. Soit $t \in \mathbb{R}$. D'après le théorème de transfert pour les v.a finie, on a

$$\begin{aligned} M_X(t) &= E(e^{tX}) = \sum_{x \in X(\Omega)} e^{tx} P(Z = x) = \sum_{k=1}^r e^{tx_k} P(Z = x_k) \\ &= \sum_{k=1}^r \left(\sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(tx_k)^n}{n!} \right) P(Z = x_k) = \sum_{n=0}^{+\infty} \left(\sum_{k=1}^r \frac{(tx_k)^n}{n!} P(Z = x_k) \right) \\ &= \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{1}{n!} \left(\sum_{k=1}^r x_k^n P(Z = x_k) \right) t^n = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{E(X^n)}{n!} t^n, \end{aligned}$$

donc M_X est développable en série entière sur \mathbb{R} , ce qui implique que la fonction M_X est de classe \mathcal{C}^∞ sur \mathbb{R} et que :

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

c.à.d.

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad M_X^{(n)}(0) = E(X^n).$$

Autre méthode : pour les élèves de première année.

D'après le théorème de transfert pour les v.a. finie, on a

$$\forall t \in \mathbb{R}, \quad M_X(t) = E(e^{tX}) = \sum_{x \in X(\Omega)} e^{tx} P(Z = x) = \sum_{k=1}^r e^{tx_k} P(Z = x_k),$$

donc la fonction M_X est de classe \mathcal{C}^∞ sur \mathbb{R} en tant que combinaison linéaire (ou somme) de fonctions de classe \mathcal{C}^∞ sur \mathbb{R} .

Soit $n \in \mathbb{N}$. La fonction M_X est de classe \mathcal{C}^n sur \mathbb{R} , donc, d'après la formule de Taylor-Young, on a

$$M_X(t) \underset{t \rightarrow 0}{=} \sum_{k=0}^n \frac{M_X^{(k)}(0)}{k!} t^k + o(t^n) \underset{t \rightarrow 0}{=} \frac{M_X^{(0)}(0)}{0!} t^0 + \frac{M_X^{(1)}(0)}{1!} t + \dots + \frac{M_X^{(n)}(0)}{n!} t^n + o(t^n).$$

4. Théorème de transfert pour les v.a. finie : Soit X une v.a. finie et $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ une fonction. Si $X(\Omega) = \{x_1, \dots, x_n\}$, alors $Y = f(X)$ est aussi une v.a. finie et :

$$E(f(X)) = \sum_{k=1}^n f(x_k) P(X = x_k) = \sum_{x \in X(\Omega)} f(x) P(X = x).$$

Par ailleurs, on a

$$\begin{aligned}
 M_X(t) &= \sum_{k=1}^r e^{tx_k} P(Z = x_k) \\
 &\stackrel{t \rightarrow 0}{=} \sum_{k=1}^r P(X = x_k) \left(\sum_{j=0}^n \frac{(tx_k)^j}{j!} + o(t^n) \right) \\
 &\stackrel{t \rightarrow 0}{=} \sum_{k=1}^r \sum_{j=0}^n P(X = x_k) \frac{(tx_k)^j}{j!} + o(t^n) \\
 &\stackrel{t \rightarrow 0}{=} \sum_{j=0}^n \sum_{k=1}^r P(X = x_k) \frac{(tx_k)^j}{j!} + o(t^n) \\
 &\stackrel{t \rightarrow 0}{=} \sum_{j=0}^n \frac{t^j}{j!} \left(\sum_{k=1}^r P(X = x_k) x_k^j \right) + o(t^n) \\
 &\stackrel{t \rightarrow 0}{=} \sum_{j=0}^n \frac{E(X^j)}{j!} t^j + o(t^n) \\
 &\stackrel{t \rightarrow 0}{=} \frac{E(X^0)}{0!} t^0 + \frac{E(X)}{1!} t + \dots + \frac{E(X^n)}{n!} t^n + o(t^n),
 \end{aligned}$$

donc grâce à unicité des coefficients d'un développement limité, on obtient

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad M_X^{(n)}(0) = E(X^n).$$

3. (a) • On a $\sum_{k=1}^r p_k = 1$, donc p_1, \dots, p_r ne sont pas tous nuls, d'où l'existence de $k_0 \in \llbracket 1, r \rrbracket$ tel que $p_{k_0} \neq 0$, or $p_k \geq 0$ pour tout $k \in \llbracket 1, r \rrbracket$, alors

$$\forall t \in \mathbb{R}, \quad M_X(t) = E(e^{tX}) = \sum_{k=1}^r p_k e^{tx_k} \geq p_{k_0} e^{tx_{k_0}} > 0.$$

Ainsi la fonction $t \mapsto \ln(M_X(t))$ est définie sur \mathbb{R} et par suite la fonction $\varphi_X : t \mapsto \frac{1}{t} \ln(M_X(t))$ est définie sur \mathbb{R}^* .

- Pour tout $t \neq 0$, on a

$$\begin{aligned}
 \varphi_X(t) &= \frac{1}{t} \ln(M_X(t)) \\
 &\stackrel{t \rightarrow 0}{=} \frac{1}{t} \ln(M_X(0) + M'_X(0)t + o(t)) \quad \text{d'après la formule de Taylor-Young} \\
 &\stackrel{t \rightarrow 0}{=} \frac{1}{t} \ln(1 + E(X)t + o(t)) \quad \text{d'après la question I.2} \\
 &\stackrel{t \rightarrow 0}{=} \frac{1}{t} (E(X)t + o(t)) \\
 &\stackrel{t \rightarrow 0}{=} E(X) + o(1) \xrightarrow{t \rightarrow 0} E(X),
 \end{aligned}$$

donc φ_X est prolongeable par continuité en 0 et $\varphi_X(0) = E(X)$.

(b) Pour tout $t \neq 0$, on a

$$\begin{aligned}
 \frac{\varphi_X(t) - \varphi_X(0)}{t - 0} &= \frac{1}{t} \left[\frac{1}{t} \ln(M_X(t)) - E(X) \right] \\
 &\stackrel{t \rightarrow 0}{=} \frac{1}{t} \left[\frac{1}{t} \ln \left(M_X(0) + M'_X(0)t + \frac{M''_X(0)}{2}t^2 + o(t^2) \right) - E(X) \right] \\
 &\stackrel{t \rightarrow 0}{=} \frac{1}{t} \left[\frac{1}{t} \ln \left(1 + E(X)t + \frac{E(X^2)}{2}t^2 + o(t^2) \right) - E(X) \right] \\
 &\stackrel{t \rightarrow 0}{=} \frac{1}{t} \left[\frac{1}{t} \left(\left(E(X)t + \frac{E(X^2)}{2}t^2 \right) - \frac{1}{2} \left(E(X)t + \frac{E(X^2)}{2}t^2 \right)^2 + o(t^2) \right) - E(X) \right] \\
 &\stackrel{t \rightarrow 0}{=} \frac{1}{t} \left[\frac{1}{t} \left(E(X)t + \frac{E(X^2)}{2}t^2 - \frac{1}{2}E(X)^2t^2 + o(t^2) \right) - E(X) \right] \\
 &\stackrel{t \rightarrow 0}{=} \frac{1}{2} (E(X^2) - E(X)^2) + o(1) \\
 &\stackrel{t \rightarrow 0}{=} \frac{1}{2} V(X) + o(1) \xrightarrow{t \rightarrow 0} \frac{1}{2} V(X),
 \end{aligned}$$

donc φ_X est dérivable en 0 et $\varphi'_X(0) = \frac{V(X)}{2}$.

(c) i) Soit $u \leq 0$. On applique la formule de Taylor-Lagrange avec reste intégral à la fonction \exp entre 0 et u :

$$\exp(u) = \frac{\exp^{(0)}(0)}{0!} + \frac{\exp^{(1)}(0)}{1!}u + \frac{\exp^{(2)}(0)}{2!}u^2 + \int_0^u \frac{(t-u)^2}{2!} \exp^{(3)}(t) dt,$$

donc

$$e^u - 1 - u - \frac{u^2}{2} = - \int_u^0 \frac{(t-u)^2}{2!} e^t dt \leq 0,$$

ainsi

$$\forall u \leq 0, \quad e^u \leq 1 + u + \frac{u^2}{2}.$$

ii) Supposons que X ne prend que les valeurs négatives ou nulles, donc, pour tout $k \in \llbracket 1, t \rrbracket$, on a $x_k \leq 0$.

En utilisant l'inégalité de la question précédente, on a

$$\begin{aligned}
 \forall t \geq 0, \quad M_X(t) &= \sum_{k=1}^r p_k e^{tx_k} \\
 &\leq \sum_{k=1}^r p_k \left(1 + (x_k t)^2 + \frac{1}{2}(x_k t)^2 \right) \quad \text{car } x_k t \leq 0 \text{ et } p_k \geq 0 \\
 &= \sum_{k=1}^r p_k + t \sum_{k=1}^r p_k x_k + \frac{t^2}{2} \sum_{k=1}^r p_k x_k^2 \\
 &= 1 + tE(X) + \frac{t^2}{2}E(X^2),
 \end{aligned}$$

donc, par croissance de la fonction \ln , on a

$$\forall t > 0, \quad \ln(M_X(t)) \leq \ln(1 + tE(X) + \frac{t^2}{2}E(X^2)),$$

or $\forall \theta \geq 0, \ln(1 + \theta) \leq \theta$, alors

$$\forall t > 0, \quad \ln(M_X(t)) \leq tE(X) + \frac{t^2}{2}E(X^2),$$

5. Considérons la fonction $f : \theta \mapsto \ln(1 + \theta) - \theta$. Cette fonction est dérivable sur \mathbb{R}_+ et $\forall \theta \in \mathbb{R}_+, f'(\theta) = -\frac{\theta}{1 + \theta} \leq 0$, donc f est décroissante sur \mathbb{R}_+ . Par suite $\forall \theta \in \mathbb{R}_+, f(\theta) \leq f(0)$, d'où $\forall \theta \geq 0, \ln(1 + \theta) \leq \theta$.

par suite

$$\forall t > 0, \varphi_X(t) = \frac{1}{t} \ln(M_X(t)) \leq E(X) + \frac{t}{2} E(X^2).$$

On voit que l'inégalité demandée est encore vraie pour $t = 0$.

(d) Quitte à réindexer la famille $(x_k)_{1 \leq k \leq r}$, on peut supposer que $x_1 < x_2 < \dots < x_r$.

i) Supposons par l'absurde que la famille (f_1, \dots, f_r) est liée, il existe donc $\alpha_1, \dots, \alpha_r \in \mathbb{R}$ non tous nuls tels que

$$\alpha_1 f_1 + \dots + \alpha_r f_r = 0. \quad (1)$$

Posons $k_0 = \min \{k \in \llbracket 1, r \rrbracket : \alpha_k \neq 0\}$ de tel sorte que $\alpha_1 = \dots = \alpha_{k_0-1} = 0$ et $\alpha_{k_0} \neq 0$. Donc la relation (1) devient $\alpha_{k_0} f_{k_0} + \dots + \alpha_r f_r = 0$, c.à.d.

$$\forall t \in \mathbb{R}, \alpha_{k_0} e^{x_{k_0} t} + \dots + \alpha_r e^{x_r t} = 0,$$

d'où

$$\forall t \in \mathbb{R}, \alpha_{k_0} = - \sum_{k=k_0+1}^r \alpha_k e^{(x_k - x_{k_0})t},$$

donc, par passage à la limite dans cette égalité lorsque t tend vers $-\infty$, on obtient $\alpha_{k_0} = 0$, ce qui est contredit la définition de k_0 . Ainsi la famille (f_1, \dots, f_r) est libre.

ii) Posons $E = X(\Omega) \cup Y(\Omega)$. On a⁶

$$\begin{aligned} \varphi_X = \varphi_Y &\iff \forall t \in \mathbb{R}^*, \varphi_X(t) = \varphi_Y(t) \\ &\iff \forall t \in \mathbb{R}^*, \frac{1}{t} \ln(M_X(t)) = \frac{1}{t} \ln(M_Y(t)) \\ &\iff \forall t \in \mathbb{R}, \ln(M_X(t)) = \ln(M_Y(t)) \\ &\iff \forall t \in \mathbb{R}, M_X(t) = M_Y(t) \\ &\iff \forall t \in \mathbb{R}, \sum_{x \in X(\Omega)} P(X=x) e^{tx} = \sum_{x \in Y(\Omega)} P(Y=x) e^{tx} \\ &\iff \forall t \in \mathbb{R}, \sum_{x \in E} P(X=x) e^{tx} = \sum_{x \in E} P(Y=x) e^{tx} \\ &\iff \forall t \in \mathbb{R}, \sum_{x \in E} (P(X=x) - P(Y=x)) e^{tx} = 0 \\ &\iff \sum_{x \in E} (P(X=x) - P(Y=x)) f_x = 0 \quad \text{avec } f_x(t) = e^{tx} \\ &\iff \forall x \in E, P(X=x) - P(Y=x) = 0 \quad \text{car la famille } (f_x)_{x \in E} \text{ est libre d'après I.3.d.ii} \\ &\iff \forall x \in E, P(X=x) = P(Y=x) \\ &\iff X \text{ et } Y \text{ ont même loi} \end{aligned}$$

(e) Supposons que X et Y sont des variables aléatoires finies indépendantes. Donc, pour tout $t \in \mathbb{R}$, les variables aléatoires e^{tX} et e^{tY} sont indépendantes, dès lors

$$\forall t \in \mathbb{R}, M_{X+Y}(t) = E(e^{t(X+Y)}) = E(e^{tX} e^{tY}) = E(e^{tX}) E(e^{tY}) = M_X(t) M_Y(t),$$

6. Rappel : Soient X et Y deux v.a. finies définies sur un espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) et E un ensemble fini contenant $X(\Omega)$ et $Y(\Omega)$. Alors : X et Y ont même loi ssi : $\forall x \in E, P(X=x) = P(Y=x)$.

Rappel : Si $x \notin X(\Omega)$, alors $P(X=x) = 0$.

par suite

$$\begin{aligned}\forall t \in \mathbb{R}^*, \varphi_{X+Y}(t) &= \frac{1}{t} \ln(M_{X+Y}(t)) = \frac{1}{t} \ln(M_X(t)M_Y(t)) \\ &= \frac{1}{t} \ln(M_X(t)) + \frac{1}{t} \ln(M_Y(t)) = \varphi_X(t) + \varphi_Y(t),\end{aligned}$$

finalement $\varphi_{X+Y} = \varphi_X + \varphi_Y$.

- (f) Supposons que la variable aléatoire X suit une loi binomiale de paramètres s et p . Considérons s variables aléatoires Z_1, \dots, Z_s indépendantes et suivant toutes une loi de Bernoulli de paramètre p , donc⁷ la variable aléatoire $Z = Z_1 + \dots + Z_s$ suit une loi binomiale de paramètres s et p et par suite les v.a. X et Z ont la même loi, du coup, pour tout $t \in \mathbb{R}$, e^{tX} et e^{tZ} ont aussi la même loi, dès lors⁸

$$\begin{aligned}\forall t \in \mathbb{R}, M_X(t) &= E(e^{tX}) = E(e^{tZ}) \\ &= E(e^{t(Z_1 + \dots + Z_s)}) \\ &= E(e^{tZ_1} \times \dots \times e^{tZ_s}) \\ &= E(e^{tZ_1}) \times \dots \times E(e^{tZ_s}) \quad \text{car les v.a. } Z_1, \dots, Z_s \text{ sont indépendantes} \\ &= (E(e^{tZ_1}))^s \quad \text{car les v.a. } Z_1, \dots, Z_s \text{ suivent la même loi} \\ &= (1 - p + pe^t)^s \quad \text{car } Z_1 \text{ suit une loi de Bernoulli de paramètre } p \text{ et d'après la question I.1}\end{aligned}$$

- (g) On a

$$\forall t \in \mathbb{R}, M_{-X}(t) = E(e^{t(-X)}) = E(e^{(-t)X}) = M_X(-t),$$

donc

$$\forall t \in \mathbb{R}^*, \varphi_{-X}(t) = \frac{1}{t} \ln(M_{-X}(t)) = \frac{1}{t} \ln(M_X(-t)) = -\frac{1}{-t} \ln(M_X(-t)) = -\varphi_X(-t),$$

ainsi

$$\begin{aligned}X \text{ est symétrique} &\iff X \text{ et } -X \text{ ont la même loi} \\ &\iff \varphi_X = \varphi_{-X} \quad \text{d'après la question I.3.d.ii} \\ &\iff \forall t \in \mathbb{R}^*, \varphi_X(t) = \varphi_{-X}(t) \\ &\iff \forall t \in \mathbb{R}^*, \varphi_X(t) = -\varphi_X(-t) \\ &\iff \forall t \in \mathbb{R}^*, \varphi_X(-t) = -\varphi_X(t) \\ &\iff \varphi_X \text{ est impaire.}\end{aligned}$$

4. (a) On a⁹ $E(S_n) = E(X_1) + \dots + E(X_n) = nm$ et, comme les v.a. X_1, \dots, X_n sont mutuellement indépendantes, alors $V(S_n) = V(X_1) + \dots + V(X_n) = n\sigma^2$.

Pour tout $t \in \mathbb{R}$, on a

$$\begin{aligned}M_{S_n^*}(t) &= E\left(e^{tS_n^*}\right) = E\left(e^{t\frac{S_n - nm}{\sqrt{n}\sigma}}\right) \\ &= E\left(e^{-t\frac{m\sqrt{n}}{\sigma}} e^{t\frac{S_n}{\sqrt{n}\sigma}}\right) = e^{-t\frac{m\sqrt{n}}{\sigma}} E\left(e^{t\frac{S_n}{\sqrt{n}\sigma}}\right) \\ &= e^{-t\frac{m\sqrt{n}}{\sigma}} E\left(e^{\frac{t}{\sqrt{n}\sigma}X_1} \times \dots \times e^{\frac{t}{\sqrt{n}\sigma}X_n}\right) \\ &= e^{-t\frac{m\sqrt{n}}{\sigma}} E\left(e^{\frac{t}{\sqrt{n}\sigma}X_1}\right) \times \dots \times E\left(e^{\frac{t}{\sqrt{n}\sigma}X_n}\right) \quad \text{car } X_1, \dots, X_n \text{ sont indépendantes} \\ &= e^{-t\frac{m\sqrt{n}}{\sigma}} E\left(e^{\frac{t}{\sqrt{n}\sigma}X}\right) \times \dots \times E\left(e^{\frac{t}{\sqrt{n}\sigma}X}\right) \quad \text{car } X_1, \dots, X_n \text{ ont la même loi que } X \\ &= e^{-t\frac{m\sqrt{n}}{\sigma}} \left(M_X\left(\frac{t}{\sqrt{n}\sigma}\right)\right)^n,\end{aligned}$$

7. Rappel : Si X_1, \dots, X_n sont des v.a. indépendantes et suivant une même loi de Bernoulli de paramètre p , alors la v.a. $X_1 + \dots + X_n$ suit une loi binomiale de paramètres n et p .

8. Rappel : Si X et Y sont deux v.a ayant la même loi, alors, sous réserve d'existence, on a $E(X) = E(Y)$.

9. Les v.a. X_1, \dots, X_n ont la même loi que X , donc $E(X_1) = \dots = E(X_n) = E(X) = m$ et $V(X_1) = \dots = V(X_n) = V(X) = \sigma^2$

donc, pour tout t non nul,

$$\begin{aligned}\varphi_{S_n^*}(t) &= \frac{1}{t} \ln(M_{S_n^*}(t)) = \frac{1}{t} \ln \left(e^{-t \frac{m\sqrt{n}}{\sigma}} \left(M_X \left(\frac{t}{\sqrt{n}\sigma} \right) \right)^n \right) \\ &= -\frac{m\sqrt{n}}{\sigma} + \frac{n}{t} \ln \left(M_X \left(\frac{t}{\sqrt{n}\sigma} \right) \right) \\ &= -\frac{m\sqrt{n}}{\sigma} + \frac{\sqrt{n}}{\sigma} \frac{1}{\frac{t}{\sqrt{n}\sigma}} \ln \left(M_X \left(\frac{t}{\sqrt{n}\sigma} \right) \right) \\ &= -\frac{m\sqrt{n}}{\sigma} + \frac{\sqrt{n}}{\sigma} \varphi_X \left(\frac{t}{\sqrt{n}\sigma} \right).\end{aligned}$$

5. D'après la question **I.3.b**, la fonction φ_X est dérivable en 0, donc elle admet un développement limité à d'ordre 1 en 0 et

$$\varphi_X(u) \underset{u \rightarrow 0}{=} \varphi_X(0) + \varphi'_X(0)u + o(u) \underset{u \rightarrow 0}{=} E(X) + \frac{V(X)}{2}u + o(u) \underset{u \rightarrow 0}{=} m + \frac{\sigma^2}{2}u + o(u).$$

Comme $\frac{t}{\sigma\sqrt{n}} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$, alors $\varphi_X \left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}} \right) \underset{n \rightarrow +\infty}{=} m + \frac{t\sigma}{2\sqrt{n}} + o \left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}} \right)$, donc, en vertu de la question **I.4.a**,

$$\begin{aligned}\varphi_{S_n^*}(t) &= -\frac{m\sqrt{n}}{\sigma} + \frac{\sqrt{n}}{\sigma} \varphi_X \left(\frac{t}{\sqrt{n}\sigma} \right) \\ &\underset{n \rightarrow +\infty}{=} -\frac{m\sqrt{n}}{\sigma} + \frac{\sqrt{n}}{\sigma} \left(m + \frac{t\sigma}{2\sqrt{n}} + o \left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}} \right) \right) \\ &\underset{n \rightarrow +\infty}{=} \frac{t}{2} + o \left(\frac{t}{2} \right) \\ &\underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{t}{2}.\end{aligned}$$

Partie II

Cas des variables aléatoires discrètes réelles infinies

Notons $(x_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une énumération des valeurs de X .

1. (a) Soient $a, b, c \in \mathbb{R}$ tels que $a < b < c$ et $x \in \mathbb{R}$. Si $x \geq 0$, alors $bx \leq cx$ et, comme \exp est croissante, alors $e^{bx} \leq e^{cx}$, par suite $e^{bx} \leq e^{cx} + e^{ax}$. Sinon, on a $bx \leq ax$ et, comme \exp est croissante, alors $e^{bx} \leq e^{ax}$, par suite $e^{bx} \leq e^{ax} + e^{cx}$. Donc dans les deux cas $e^{bx} \leq e^{ax} + e^{cx}$.

(b) • On a $e^{0 \cdot X} = 1$ est une variable aléatoire constante, donc elle admet une espérance, dès lors la fonction $M_X : t \mapsto E(e^{tX})$ est définie en 0 et par suite $0 \in I_X$.

• Montrons que I_X est un intervalle¹⁰ de \mathbb{R} .

Soient $a, c \in I_X$ tels que $a < c$. Montrons que $[a, c] \subset I_X$. Puisque $a, c \in I_X$, il suffit de montrer que $]a, c[\subset I_X$. Soit donc $b \in]a, c[$. Puisque $a, c \in I_X$, alors $M_X(a)$ et $M_X(c)$ existent, ce qui signifie que les v.a. e^{aX} et e^{cX} admettent des espérances, du coup la v.a. $e^{aX} + e^{cX}$ admet aussi une espérance et, comme d'après la question **II.A.a**, $e^{bX} \leq e^{aX} + e^{cX}$, alors¹¹ la v.a. e^{bX} admet une espérance et $M_X(b)$ existe, dès lors $b \in I_X$. Ainsi $[a, c] \subset I_X$ et I_X est un intervalle de \mathbb{R} .

2. Soit $t \in \mathbb{R}$. On a¹²

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad P(Y = n) e^{tn} = e^{-\lambda} \frac{\lambda^n}{n!} e^{tn} = e^{-\lambda} \frac{(\lambda e^t)^n}{n!}$$

10. Rappel : Une partie I de \mathbb{R} est dite intervalle si : $\forall a, c \in I, a < c \implies [a, c] \subset I$.

11. Soient X et Y deux v.a. réelles telles que $|X| \leq Y$. Si Y admet Une espérance, alors X admet aussi une espérance.

12. Y est une v.a. qui suit une loi de Poisson de paramètre $\lambda > 0$, donc $Y(\Omega) = \mathbb{N}$ et $\forall n \in \mathbb{N}, P(Y = n) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^n}{n!}$.

et

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad \frac{P(Y = n+1) e^{t(n+1)}}{P(Y = n) e^{tn}} = \frac{\lambda e^{2t}}{n+1} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0 < 1,$$

donc, d'après la règle de D'Alembert, la série $\sum_{n \geq 0} P(Y = n) e^{tn}$ est absolument et par suite, d'après le théorème de transfert des v.a. réelles discrètes infinies¹³, la v.a. e^{tY} admet une espérance et

$$\begin{aligned} E(e^{tY}) &= \sum_{n=0}^{+\infty} P(Y = n) e^{tn} = \sum_{n=0}^{+\infty} e^{-\lambda} \frac{(\lambda e^t)^n}{n!} = e^{-\lambda} \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(\lambda e^t)^n}{n!} \\ &= e^{-\lambda} \exp(\lambda e^t) = \exp(-\lambda + \lambda e^t). \end{aligned}$$

Il en résulte que M_Y est définie sur \mathbb{R} et que : $\forall t \in \mathbb{R}, M_Y(t) = \exp(-\lambda + \lambda e^t)$.

3. (a) Soient $k, n \in \mathbb{N}$ et $t \in]-\alpha, \alpha[$. On a $tx_n \leq |tx_n| \leq \alpha |x_n|$ et, comme la fonction \exp est croissante, alors $e^{tx_n} \leq e^{\alpha |x_n|}$, ainsi

$$\left| u_n^{(k)}(t) \right| = \left| P(X = x_n) x_n^k e^{tx_n} \right| = P(X = x_n) |x_n|^k e^{tx_n} \leq P(X = x_n) |x_n|^k e^{\alpha |x_n|}.$$

- (b) Soit $k \in \mathbb{N}$ et considérons la fonction $f : x \mapsto x^k e^{(\alpha-\rho)x}$. On a $\lim_{x \rightarrow +\infty} f(x) = \lim_{x \rightarrow +\infty} x^k e^{(\alpha-\rho)x} = 0$ (car $\alpha - \rho < 0$), donc f admet une limite finie en $+\infty$, par suite elle est bornée au voisinage de $+\infty$, c.à.d. il existe $a > 0$ tel que f soit bornée sur $]a, +\infty[$ et, puisque f est continue sur le segment $[0, a]$, alors elle bornée sur ce segment. Du coup f est borné sur \mathbb{R}_+ , c.à.d. il existe $M_k > 0$ tel que

$$\forall x \in \mathbb{R}_+, \quad f(x) = x^k e^{(\alpha-\rho)x} \leq M_k,$$

d'où

$$\forall x \in \mathbb{R}_+, \quad x^k e^{\alpha x} \leq M_k e^{\rho x},$$

ainsi

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad \left| u_n^{(k)}(t) \right| \leq P(X = x_n) |x_n|^k e^{\alpha |x_n|} \leq P(X = x_n) M_k e^{\rho |x_n|}.$$

- (c) Pour tout $n \in \mathbb{N}$, on a $e^{\rho |x_n|} \leq e^{\rho x_n} + e^{-\rho x_n}$, donc, en vertu de la question précédente,

$$\forall k \in \mathbb{N}, \forall t \in]-\alpha, \alpha[, \quad \left| u_n^{(k)}(t) \right| \leq P(X = x_n) M_k e^{\rho |x_n|} \leq M_k P(X = x_n) e^{\rho x_n} + M_k P(X = x_n) e^{-\rho x_n} \quad (\star).$$

Puisque $-\rho, \rho \in]-a, a[\subset I_X$, alors $M_X(-\rho)$ et $M_X(\rho)$ existent, ce qui signifie que les v.a. $e^{-\rho X}$ et $e^{\rho X}$ admettent des espérances, donc, d'après le théorème de transfert pour les v.a. discrètes infinies, les séries numériques $\sum_{n \geq 0} P(X = x_n) e^{\rho x_n}$ et $\sum_{n \geq 0} P(X = x_n) e^{-\rho x_n}$ sont aussi convergentes, du coup la série numérique $\sum_{n \geq 0} M_k P(X = x_n) e^{\rho x_n} + M_k P(X = x_n) e^{-\rho x_n}$ est convergente, donc, en vertu de (\star) , la série $\sum_{n \geq 0} u_n^{(k)}$ converge normalement sur $] -\alpha, \alpha[$ pour tout $k \in \mathbb{N}$, du coup

$$\blacktriangleright \sum_{n \geq 0} u_n \text{ converge simplement sur }] -\alpha, \alpha[.$$

13. Théorème de transfert pour les v.a. réelles discrètes infinies : Soient X une v.a. réelle discrète infinies et $(x_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est une énumération de ses valeurs. Soit en outre $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ une fonction. Alors, la v.a. $f(X)$ admet une espérance ssi la série $\sum_{n \geq 0} P(X = x_n) f(x_n)$ est

absolument convergente. Dans ce cas, on a $E(f(X)) = \sum_{n=0}^{+\infty} P(X = x_n) f(x_n)$

► $\sum_{n \geq 0} u_n^{(k)}$ converge uniformément sur $] - \alpha, \alpha[$ pour tout $k \in \mathbb{N}^*$.

Or u_n est de classe \mathcal{C}^∞ sur $] - \alpha, \alpha[$ pour tout $n \in \mathbb{N}$, alors la fonction $M_X = \sum_{n=0}^{+\infty} u_n$ est de classe \mathcal{C}^∞ sur

$] - \alpha, \alpha[$ et $M_X^{(k)} = \sum_{n=0}^{+\infty} u_n^{(k)}$ pour tout $k \in \mathbb{N}$. En particulier, on a

$$M_X^{(k)}(0) = \sum_{n=0}^{+\infty} u_n^{(k)}(0) = \sum_{n=0}^{+\infty} P(X = x_n) x_n^k = E(X^k).$$

Comme M_X de classe \mathcal{C}^∞ sur $] - \alpha, \alpha[$ pour tout $\alpha \in]0, a[$, alors elle de classe \mathcal{C}^∞ sur $] - a, a[$.

4. D'après la question II.2 la fonction M_Y est définie sur \mathbb{R} par

$$\forall t \in \mathbb{R}, M_Y(t) = \exp(-\lambda + \lambda e^t),$$

donc, en vertu de la question précédente $E(Y) = M_Y'(0) = \lambda$ et $E(Y^2) = M_Y''(0) = \lambda + \lambda^2$, il s'ensuit que $V(X) = E(X^2) - E(X)^2 = \lambda^2$.

Partie III

Cas des variables aléatoires à densité

Il est facile de montrer que, pour tout t non nul, la v.a. e^{tX} est à densité.

1. Soit $t \in I_X \cap I_Y$. Les v.a. X et Y sont indépendantes, donc les v.a. e^{tX} et e^{tY} sont aussi indépendantes et de plus elles admettent des espérances puisque $t \in I_X \cap I_Y$, ainsi $e^{tX} \times e^{tY} = e^{t(X+Y)}$ admet une espérance et

$$M_{X+Y}(t) = E(e^{t(X+Y)}) = E(e^{tX} e^{tY}) = E(e^{tX})E(e^{tY}) = M_X(t)M_Y(t).$$

2. (a) On a

$$\forall k \in \mathbb{N}, \quad \forall x \in \mathbb{R}_+, \quad e^x = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{x^n}{n!} = \frac{x^k}{k!} + \sum_{\substack{n=0 \\ n \neq k}}^{+\infty} \frac{x^n}{n!} \geq \frac{x^k}{k!},$$

donc

$$\forall k \in \mathbb{N}, \forall x \in \mathbb{R}_+, \quad x^k \leq k! e^x.$$

En particulier, on a

$$\forall k \in \mathbb{N}, \forall t \in \mathbb{R}, \quad |ts|^k \leq k! e^{|ts|},$$

finalement

$$\forall k \in \mathbb{N}, \forall t \in \mathbb{R}, \quad |t|^k \leq \frac{k!}{s^k} e^{|ts|}.$$

(b) Soit $k \in \mathbb{N}$. Montrons que $E(|X|^k)$ est finie, ce qui revient à montrer que la v.a. $|X|^k$ admet des espérances. En vertu de la question précédente, on a

$$|X|^k \leq \frac{k!}{s^k} e^{|sX|} \leq \frac{k!}{s^k} (e^{sX} + e^{-sX}). \quad \star$$

Comme $-s, s \in I_X$, alors les v.a. e^{-sX} et e^{sX} admettent des espérances et par suite les v.a. $e^{sX} + e^{-sX}$ et $\frac{k!}{s^k} (e^{sX} + e^{-sX})$ admettent aussi une espérance, dès lors, en vertu de \star , la v.a. $|X|^k$ admet une espérance.

(c) Soit $t \in]-s, s[$. D'après le théorème de transfert pour les v.a à densité, on a

$$M_X(t) = E(e^{tX}) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tx} f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(tx)^n}{n!} f(x) \right) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\sum_{n=0}^{+\infty} f_n(x) \right) dx,$$

avec $f_n(x) = \frac{(tx)^n}{n!} f(x)$.

On a :

► La série de fonction $\sum f_n$ converge simplement sur \mathbb{R} et

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad \sum_{n=0}^{+\infty} f_n(x) = e^{tx} f(x).$$

► on a

$$\begin{aligned} \forall n \in \mathbb{N}, \forall x \in \mathbb{R}, \quad \left| \sum_{k=0}^n f_k(x) \right| &\leq \sum_{k=0}^n |f_k(x)| = \sum_{k=0}^n |f(x)| = \sum_{k=0}^n f(x) \frac{|tx|^k}{k!} \\ &\leq \sum_{k=0}^{+\infty} f(x) \frac{|tx|^k}{k!} = f(x) e^{|tx|} \leq f(x) e^{tx} + f(x) e^{-tx} = \varphi(x). \end{aligned}$$

Puisque $-t, t \in]-s, s[\subset I_X$, donc les v.a. e^{-tX} et e^{tX} admettent des espérances, alors, d'après le théorème de transfert pour les v.a à densité, les intégrales $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-tx} f(x) dx$ et $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{tx} f(x) dx$ sont absolument convergentes et par suite l'intégrale $\int_{-\infty}^{+\infty} (e^{-tx} f(x) + e^{tx} f(x)) dx$ est aussi convergente et la fonction φ est intégrable sur \mathbb{R} .

Donc, d'après le théorème convergence dominée pour les séries¹⁴, on a

$$\begin{aligned} M_X(t) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\sum_{n=0}^{+\infty} f_n(x) \right) dx = \sum_{n=0}^{+\infty} \left(\int_{-\infty}^{+\infty} f_n(x) dx \right) \\ &= \sum_{n=0}^{+\infty} \left(\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{(tx)^n}{n!} f(x) dx \right) = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{t^n}{n!} \left(\int_{-\infty}^{+\infty} x^n f(x) dx \right) \\ &= \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{t^n}{n!} E(X^n) \quad \text{d'après le théorème de transfert} \end{aligned}$$

(d) D'après la question précédente, on a

$$\forall t \in]-s, s[, \quad M_X(t) = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{t^n}{n!} E(X^n),$$

donc

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad \frac{M_X^{(n)}(0)}{n!} = \frac{E(X^n)}{n!} \quad \text{et} \quad M_X^{(n)}(0) = E(X^n).$$

14. Théorème convergence dominée pour les séries : Soit $(f_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de fonctions continues par morceaux de I dans \mathbb{K} telle que :

- $\sum f_n$ converge simplement sur I vers une fonction continue par morceaux.
- Il existe une fonction $\varphi : I \rightarrow \mathbb{R}_+$ intégrable telle que : $\forall n \in \mathbb{N}, \forall t \in I, \left| \sum_{k=0}^n f_k(t) \right| \leq \varphi(t)$

Alors les f_n et $\sum_{n=0}^{+\infty} f_n$ sont intégrables sur I et : $\int_I \left(\sum_{n=0}^{+\infty} f_n(t) \right) dt = \sum_{n=0}^{+\infty} \left(\int_I f_n(t) dt \right)$