

# Concours National Commun

## Session 2016

### Filière PSI

## Épreuve de Mathématiques I : Un corrigé<sup>1</sup>

### 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  $\sum_{k=0}^n (a_k - a_{k+1}) = a_0 - a_{n+1} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} a_0$ , donc<sup>2</sup> 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 Elbakkali, 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 monter 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  $\theta$  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

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

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  $\theta$  est différent de  $2k\pi$  ( $k \in \mathbb{Z}$ ), donc  $2\theta$  est aussi différent de  $2k\pi$  et, comme  $\alpha > 0$ , alors, d'après la question **II.2.c**, la série  $\sum_{n \geq 1} \frac{\cos(n2\theta)}{n^\alpha}$  est convergente.

(ii) On a

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

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,  $\varphi_g$  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, donc<sup>3</sup>, 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. finie<sup>4</sup>,

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

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  $\mathcal{C}^\infty$  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  $\mathcal{C}^\infty$  sur  $\mathbb{R}$  en tant que combinaison linéaire (ou somme) de fonctions de classe  $\mathcal{C}^\infty$  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

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

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

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

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

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

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

donc  $\varphi_X$  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

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

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 <sup>5</sup>  $\forall \theta \geq 0, \ln(1 + \theta) \leq \theta$ , 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 a<sup>6</sup>

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

(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  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  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  $p$ , donc<sup>7</sup> 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 lors<sup>8</sup>

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

- (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 a<sup>9</sup>  $E(S_n) = E(X_1) + \dots + E(X_n) = nm$  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  $\varphi_X$  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 intervalle<sup>10</sup> 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**,  $e^{bX} \leq e^{aX} + e^{cX}$ , alors<sup>11</sup> 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 a<sup>12</sup>

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

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 infinies<sup>13</sup>, 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 bornée 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,

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

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

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

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  $\varphi$  est intégrable sur  $\mathbb{R}$ .

Donc, d'après le théorème convergence dominée pour les séries<sup>14</sup>, 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 :  $\int_I \left( \sum_{n=0}^{+\infty} f_n(t) \right) dt = \sum_{n=0}^{+\infty} \left( \int_I f_n(t) dt \right)$