

## Exercice (Centrale)

1. Pour tout  $n \in \mathbb{N}$  on a

$$|\langle x_n | y_n \rangle - \langle x | y \rangle| = |\langle x_n - x | y_n \rangle + \langle x | y_n - y \rangle| \leq \|x_n - x\| \cdot \|y_n\| + \|x\| \cdot \|y_n - y\|$$

par inégalité triangulaire puis de Cauchy-Schwarz.

Or  $\|x_n - x\| \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$  et  $\|y_n - y\| \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$  et  $\|y_n\| \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \|y\|$  car la norme est lipschitzienne (de rapport 1) donc continue.

Par limite par encadrement,  $\langle x_n | y_n \rangle - \langle x | y \rangle \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$  donc  $\boxed{\langle x_n | y_n \rangle \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \langle x | y \rangle}$ .

C'est un résultat du cours : le produit scalaire est continu.

2. Soient  $x, y \in E$ . Posons pour tout  $n \in \mathbb{N}$  :

$$s_n = \sum_{i=0}^n \langle x | b_i \rangle b_i \text{ et } t_n = \sum_{i=0}^n \langle y | b_i \rangle b_i$$

Par  $(C_2)$  les suites  $(s_n)$  et  $(t_n)$  convergent respectivement vers  $x$  et  $y$  au sens de  $\|\cdot\|$ .  
D'après la question précédente,

$$\langle x | y \rangle = \lim_{n \rightarrow \infty} \langle s_n | t_n \rangle = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{0 \leq i, j \leq n} \langle x | b_i \rangle \langle y | b_j \rangle \langle b_i | b_j \rangle = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=0}^n \langle x | b_i \rangle \langle y | b_i \rangle$$

Donc  $\boxed{\text{la série } \sum_{i \geq 0} \langle x | b_i \rangle \langle y | b_i \rangle \text{ converge et sa somme est } \langle x | y \rangle}$ .

On en déduit que

$$\boxed{\forall x \in E \quad \|x\|^2 = \sum_{i=0}^{\infty} \langle x | b_i \rangle^2}$$

3. Soit  $B = (b_i)_{i \in \mathbb{N}}$  et  $C = (c_i)_{i \in \mathbb{N}}$  deux bases hilbertiennes de  $H$ .

Pour tout  $i \in \mathbb{N}$ , par la question 2) on a :

$$\|T(b_i)\|^2 = \langle T(b_i) | T(b_i) \rangle = \sum_{j=0}^{\infty} \langle T(b_i) | c_j \rangle^2 = \sum_{j=0}^{\infty} \langle b_i | \tilde{T}(c_j) \rangle^2$$

Ainsi, par sommation par piles et tranches dans  $[0, +\infty]$  ("Fubini positif"),

$$\sum_{i=0}^{+\infty} \|T(b_i)\|^2 = \sum_{(i,j) \in \mathbb{N}^2} \langle b_i | \tilde{T}(c_j) \rangle^2 = \sum_{j=0}^{+\infty} \sum_{i=0}^{\infty} \langle b_i | \tilde{T}(c_j) \rangle^2 = \boxed{\sum_{j=0}^{\infty} \|\tilde{T}(c_j)\|^2}$$

Appliquant ce qui précède à  $C$  et  $C$  on a aussi

$$\sum_{i=0}^{+\infty} \|T(c_i)\|_2^2 = \sum_{j=0}^{\infty} \|\tilde{T}(c_j)\|_2^2$$

donc

$$\boxed{\sum_{i=0}^{+\infty} \|T(c_i)\|_2^2 = \sum_{i=0}^{+\infty} \|T(b_i)\|_2^2}$$

4. Par définition  $HS(E) \subset \mathcal{L}_c(E)$ .

$HS(E)$  n'est pas vide car l'endomorphisme nul a pour carré de norme de Hilbert-Schmidt

$$\sum_{i=0}^{\infty} \|0_E\|^2 = 0 < +\infty$$

De plus pour tous  $S, T \in HS(E)$  et tout  $\lambda \in \mathbb{R}$ ,

$$\begin{aligned} \|S + \lambda T\|_{HS}^2 &= \sum_{i=0}^{\infty} \|S(b_i) + \lambda T(b_i)\|^2 \\ &= \sum_{i=0}^{\infty} \|S(b_i)\|^2 + \lambda^2 \|T(b_i)\|^2 + 2\lambda \langle S(b_i) | T(b_i) \rangle \\ &\leq \sum_{i=0}^{\infty} \|S(b_i)\|^2 + \lambda^2 \|T(b_i)\|^2 + 2|\lambda| \|S(b_i)\| \cdot \|T(b_i)\| \text{ par Cauchy-Schwarz} \\ &\leq \sum_{i=0}^{\infty} \|S(b_i)\|^2 + \lambda^2 \|T(b_i)\|^2 + 2|\lambda| \frac{\|S(b_i)\|^2 + \|T(b_i)\|^2}{2} \text{ par inégalité} \\ &\hspace{15em} \text{arithmético-géométrique} \\ &< +\infty \end{aligned}$$

Donc  $\boxed{HS(E) \text{ est un sous-espace vectoriel de } \mathcal{L}_c(E)}$ .

5. Soit  $T \in HS(H)$  et  $x \in E$ .

$$\begin{aligned} T(x) &= T\left(\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=0}^n \langle x | b_i \rangle b_i\right) \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} T\left(\sum_{i=0}^n \langle x | b_i \rangle b_i\right) \text{ par continuité de } T \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=0}^n \langle x | b_i \rangle T(b_i) \text{ par linéarité de } T \end{aligned}$$

Or pour tout  $n \in \mathbb{N}$ ,

$$\begin{aligned} \left\| \sum_{i=0}^n \langle x | b_i \rangle T(b_i) \right\| &\leq \sum_{i=0}^n |\langle x | b_i \rangle| \|T(b_i)\| \\ &\leq \sqrt{\sum_{i=0}^n \langle x | b_i \rangle^2} \cdot \sqrt{\sum_{i=0}^n \|T(b_i)\|^2} \text{ par Cauchy-Schwarz dans } \mathbb{R}^{n+1} \end{aligned}$$

On en déduit par continuité de la norme et passage aux limites dans les inégalités larges :

$$\|T(x)\| \leq \sqrt{\|x\|^2} \sqrt{\|T\|_{HS}^2} = \|x\| \cdot \|T\|_{HS}$$

Donc  $T$  est  $\|T\|_{HS}$ -lipschitzienne et ainsi  $\boxed{\|T\|_{op} \leq \|T\|_{HS}}$ .

Autre méthode : Soit  $(b_i)_{i \geq 0}$  une base hilbertienne. Pour  $x \in E$ ,

$$\|T(x)\|^2 \stackrel{q.2}{=} \sum_{n=0}^{\infty} \langle T(x)|b_i\rangle^2 = \sum_{n=0}^{\infty} \langle x|\tilde{T}(b_i)\rangle^2 \leq \sum_{n=0}^{\infty} \|x\|^2 \|\tilde{T}(b_i)\|^2 = \|x\|^2 \|T\|_{HS}$$

En effet, d'après la question 3)  $\|T\|_{HS} = \|\tilde{T}\|_{HS}$ .

Donc  $\|T\|_{op} \leq \|T\|_{HS}$ .

6. Supposons  $(C_1)$  et  $(C_2)$ . Soit  $x \in E$ . La suite de terme général  $s_n = \sum_{i=0}^n \langle x|b_i\rangle b_i$  converge vers  $x$  au sens de  $\|\cdot\|$  et est à termes dans  $F = \text{Vect}(b_i)_{i \in \mathbb{N}}$ . Donc  $\boxed{F \text{ est dense dans } E}$ . Réciproquement, supposons  $(C_1)$  et  $(C_3)$ . Soit  $x \in E$  et  $\varepsilon > 0$ . Comme  $F$  est dense dans  $E$ , il existe  $f \in F$  tel que  $\|x - f\| \leq \varepsilon$ . Comme  $f \in F$ , il existe  $n_0 \in \mathbb{N}$  tel que  $f \in F_{n_0} = \text{Vect}(b_0, \dots, b_{n_0})$ .

Or pour tout  $n \geq n_0$ , le vecteur  $s_n$  est le projeté orthogonal de  $x$  sur  $F_n$ . Par le théorème de projection orthogonale, c'est le vecteur de  $F_n$  le plus proche de  $x$ . Comme  $f \in F_{n_0} \subset F_n$ , on a  $\|x - s_n\| \leq \|x - f\| \leq \varepsilon$ .

Par définition de la limite,  $\boxed{\text{la suite } (s_n) \text{ converge vers } x \text{ au sens de } \|\cdot\|}$ .

### Exercice (CCINP)

1. Soit  $A \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$  antisymétrique (vérifiant que  $A^\top = -A$ ) et non nulle. On peut par exemple considérer  $A = E_{1,2} - E_{2,1}$ . L'endomorphisme  $u$  canoniquement associé à  $u$  vérifie que  $u^* = -u$  car la matrice de  $u^*$  dans la base canonique (qui est orthonormée) est  $A^\top = -A$ .
2. a) On suppose que  $u^* = -u$ . Soit  $x \in \mathbb{R}^n$ ,

$$\langle u(x), x \rangle = \langle x, u^*(x) \rangle = -\langle u(x), x \rangle$$

Cela montre que  $\langle u(x), x \rangle = 0$ .

- b) On suppose que pour tout  $x \in \mathbb{R}^n$ ,  $\langle u(x), x \rangle = 0$ . En particulier pour  $x, y$  dans  $\mathbb{R}^n$ ,

$$0 = \langle u^*(x+y), x+y \rangle = \langle u^*(x), x \rangle + \langle u^*(y), x \rangle + \langle u^*(x), y \rangle + \langle u^*(y), y \rangle$$

On en déduit que

$$\langle u^*(y), x \rangle = -\langle u^*(x), y \rangle = -\langle x, u(y) \rangle = \langle -u(y), x \rangle$$

Cela montre que  $u^*(y) + u(y)$  est orthogonal à tout vecteur de  $\mathbb{R}^n$  et donc  $u^*(y) = -u(y)$ .

3. a) On suppose (A). Soit  $x, y$  dans  $\mathbb{R}^n$ ,

$$\langle u(x), u(y) \rangle = \langle x, u^* \circ u(y) \rangle \stackrel{(A)}{=} \langle x, u \circ u^*(y) \rangle = \langle u^*(x), u^*(y) \rangle$$

- b) On suppose (B) Soit  $x \in \mathbb{R}^n$ .

$$\|u(x)\|^2 = \langle u(x), u(x) \rangle \stackrel{(B)}{=} \langle u^*(x), u^*(x) \rangle = \|u^*(x)\|^2$$

On en déduit bien que  $\|u(x)\| = \|u^*(x)\|$ .

c) On suppose (C). On utilise des formules de polarisation. Pour  $x, y$  dans  $\mathbb{R}^n$ ,

$$\begin{aligned}\langle u(x), u(y) \rangle &= \frac{1}{2} (\|u(x+y)\|^2 - \|u(x)\|^2 - \|u(y)\|^2) \\ &\stackrel{(C)}{=} \frac{1}{2} (\|u^*(x+y)\|^2 - \|u^*(x)\|^2 - \|u^*(y)\|^2) \\ &= \langle u^*(x), u^*(y) \rangle\end{aligned}$$

d) On suppose (B). Soit  $x, y$  dans  $\mathbb{R}^n$ .

$$\langle x, u^* \circ u(y) \rangle = \langle u(x), u(y) \rangle \stackrel{(B)}{=} \langle u^*(x), u^*(y) \rangle = \langle x, (u^*)^* \circ u^*(y) \rangle$$

Or  $(u^*)^* = u$ . On a donc obtenu que pour tout  $x, y$  dans  $\mathbb{R}^n$ ,

$$\langle x, u^* \circ u(y) \rangle = \langle x, u \circ u^*(y) \rangle$$

Cela implique, comme en 2.b que  $u^* \circ u = u \circ u^*$ .

4. On suppose que  $n = 2$ . Soit  $u \in \mathcal{L}(E)$  et  $A = \begin{pmatrix} a & b \\ c & d \end{pmatrix}$  sa matrice dans la base canonique.

D'après le cours, la matrice de  $u^*$  est  $A^\top$ . On en déduit que  $u$  est normal si et seulement si  $AA^\top = A^\top A$ . On en déduit en faisant le calcul que  $u$  est normal si et seulement si

$$\begin{cases} a^2 + b^2 = a^2 + c^2 \\ ac + bd = ab + cd \\ c^2 + d^2 = b^2 + d^2 \end{cases} \iff \begin{cases} b^2 = c^2 \\ ac + bd = ab + cd \end{cases}$$

Ce dernier système est équivalent à  $b = c$  ou  $(b = -c \text{ et } b(d - a) = b(a - d))$ .

Finalement,  $u$  est normal si et seulement si  $b = c$  ou  $(b = -c \text{ et } a = d)$ .

5. Soit  $u$  l'endomorphisme canoniquement associé à la matrice  $U = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 0 \end{pmatrix}$  et  $v$  celui associé à la matrice  $V = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ -1 & 0 \end{pmatrix}$ .

En utilisant la question précédente on voit que  $u$  et  $v$  sont des endomorphismes normaux.

Par contre la matrice de  $u + v$  et

$$U + V = \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}$$

En utilisant encore 4) on voit que  $u + v$  n'est pas un endomorphisme normal ; l'ensemble des endomorphismes normaux n'est pas stable par combinaison linéaire.

De même

$$UV = \begin{pmatrix} -1 & 1 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$$

Cela permet de voir que  $u \circ v$  n'est pas un endomorphisme normal.

6. Soit  $r \in \llbracket 1, r-1 \rrbracket$ . Soit  $B \in \mathcal{M}_{r, n-r}(\mathbb{R})$ .

On voit que  $BB^\top \in \mathcal{M}_r(\mathbb{R})$  et que

$$\text{tr}(BB^\top) = \sum_{i=1}^r (BB^\top)[i, i] = \sum_{i=1}^r \sum_{k=1}^{n-r} B[i, k] B^\top[k, i] = \sum_{i=1}^r \sum_{k=1}^{n-r} B[i, k]^2$$

Une somme de nombres positifs est nulle si et seulement si tous les termes sont nuls et donc si  $\text{tr}(BB^\top) = 0$  alors  $B = 0$ .

7. Soit  $u$  un endomorphisme normal. Soit  $F$  un sous-espace vectoriel de  $\mathbb{R}^n$ .

On considère une base orthonormée obtenue en concaténant une base orthonormée de  $F$  avec une base orthonormée de  $F^\perp$ . Considérons  $M$  la matrice de  $u$  dans cette base. Comme  $F$  est stable par  $u$ , on peut écrire  $M$  par blocs

$$M = \left( \begin{array}{c|c} A & B \\ \hline 0 & D \end{array} \right)$$

Comme  $u$  est normal  $MM^\top = M^\top M$ . Or

$$MM^\top = \left( \begin{array}{c|c} AA^\top + BB^\top & BD^\top \\ \hline DB^\top & DD^\top \end{array} \right) \text{ et } M^\top M = \left( \begin{array}{c|c} A^\top A & A^\top B \\ \hline B^\top A & B^\top B + D^\top D \end{array} \right)$$

On en déduit que  $AA^\top + BB^\top = A^\top A$ . En prenant la trace et en utilisant que  $\text{tr}(AA^\top) = \text{tr}(A^\top A)$ , on obtient que  $\text{tr}(BB^\top) = 0$ .

En utilisant la question 6) on en déduit que  $B = 0$  ce qui montre que  $F^\perp$  est stable  $u$ .

# Problème

## Partie I - Une inégalité de concentration

1. Soit  $M \in \mathbb{R}_+$  tel que  $\forall \omega \in \Omega, |X(\omega)| \leq M$ .

Dans  $\mathbb{R}_+ \cup \{+\infty\}$ , comme  $|X|$  est positive, par la formule de transfert :

$$\mathbf{E}(|X|) = \sum_{x \in X(\Omega)} |x| P(X = x) \leq M \sum_{x \in X(\Omega)} P(X = x) = M$$

Donc  $X$  est d'espérance finie.

2. a) Soit  $M \in \mathbb{R}_+$  tel que  $\forall \omega \in \Omega, |X(\omega)| \leq M$  et  $t \in \mathbb{R}$ . Pour  $\omega \in \Omega$ ,  $|e^{tX}(\omega)| \leq e^{|t|M}$ .  
Donc  $e^{tX}$  est bornée, elle est donc d'espérance finie.

b) Soit  $x_0 \in X(\Omega)$  tel que  $\mathbf{P}(X = x_0) > 0$ . D'après le théorème de transfert,

$$\mathbf{E}(e^{tX}) = \sum_{x \in X(\Omega)} e^{tx} P(X = x) = e^{tx_0} P(X = x_0) + \sum_{\substack{x \in X(\Omega) \\ x \neq x_0}} e^{tx} \mathbf{P}(X = x)$$

or pour tout  $x \in X(\Omega)$ ,  $e^{tx} > 0$  donc  $e^{tx_0} P(X = x_0) > 0$  et la somme qui reste est positive d'où  $\mathbf{E}(e^{tX}) > 0$

3. Soit  $Y$  une variable aléatoire bornée,  $t > 0$  et  $x \in \mathbb{R}$ , on pose  $e^{tY}$  qui est une variable aléatoire bornée (donc d'espérance finie). Elle est de plus positive. De plus, comme  $x \mapsto e^{tx}$  est croissante,  $(Y \geq x) \subset (e^{tY} \geq e^{tx})$ . On en déduit, d'après l'inégalité de Markov appliquée à  $e^{tY} \geq 0$  :

$$\mathbf{P}(Y \geq x) \leq \mathbf{P}(e^{tY} \geq e^{tx}) \leq \frac{\mathbf{E}(e^{tY})}{e^{tx}} = e^{-tx} e^{\ln(\mathbf{E}(e^{tY}))} e^{-tx + \Psi_Y(t)}.$$

4. a) Soit  $M \in \mathbb{R}_+$  tel que  $\forall \omega \in \Omega, \forall i \in \llbracket 1, n \rrbracket, |X_i(\omega)| \leq M$ .

$$|Y(\omega)| \leq \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |Z_i(\omega)| \leq \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n M + |m| \leq M + |m|$$

On en déduit que  $Y$  est bornée

b) Soit  $t > 0$ , comme les variables  $X_1, \dots, X_n$  sont mutuellement indépendantes, les variables  $Z_1, \dots, Z_n$  sont mutuellement indépendantes puis les variables  $e^{tZ_1/n}, \dots, e^{tZ_n/n}$  sont mutuellement indépendantes d'après le lemme des coalitions.

c) Soit  $t \in \mathbb{R}$ ,

$$\begin{aligned} \Psi_Y(t) &= \ln(\mathbf{E}(e^{tY})) = \ln \left( \mathbf{E} \left( e^{t \left( \sum_{i=1}^n Z_i \right) / n} \right) \right) = \ln \left( \mathbf{E} \left( \prod_{i=1}^n e^{tZ_i/n} \right) \right) \\ &= \ln \left( \prod_{i=1}^n \mathbf{E} \left( e^{tZ_i/n} \right) \right) \text{ les variables } e^{tZ_1/n}, \dots \text{ sont mutuellement indépendantes} \\ &= \sum_{i=1}^n \Psi_{Z_i}(t/n) = n \Psi_{Z_1} \left( \frac{t}{n} \right) \end{aligned}$$

5. a) Comme  $X_1$  suit la loi de Bernoulli  $\mathcal{B}(p)$ ,  $m = \mathbf{E}(X_1) = p$ . On en déduit que,  $Z_1 = X_1 - p$ . Par le théorème de transfert, pour tout réel  $t$  :

$$\theta_{Z_1}(t) = \mathbf{E}(e^{t(X_1-p)}) = \sum_{x \in X_1(\Omega)} e^{t(x-p)} P(X_1 = x) = pe^{t(1-p)} + (1-p)e^{-pt} = e^{-pt}(1-p+pe^t).$$

En prenant le logarithme, on obtient que pour tout  $t \in \mathbb{R}$ ,  $\Psi_{Z_1}(t) = -pt + \ln(1-p+pe^t)$

- b) D'après la formule ci-dessus,  $\Psi_{Z_1}(0) = \ln(1-p+p) = 0$

De plus, pour  $t \in \mathbb{R}$ ,  $\Psi'_{Z_1}(t) = -p + \frac{pe^t}{1-p+pe^t}$  et donc  $\Psi'_{Z_1}(0) = 0$

- c) En dérivant la formule obtenue ci-dessus,  $\Psi''_{Z_1}(t) = \frac{pe^t(1-p)}{(1-p+pe^t)^2}$ .

On pose alors  $\alpha = 1-p$  et  $\beta = pe^t$  et on obtient  $\Psi''_{Z_1}(t) = \frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2}$

Maintenant,

$$\frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2} \leq \frac{1}{4} \iff 4\alpha\beta \leq (\alpha+\beta)^2 \iff 0 \leq \alpha^2 - 2\alpha\beta + \beta^2 \iff 0 \leq (\alpha-\beta)^2$$

Cette dernière inéquation est vérifiée  $\text{donc } \Psi''_{Z_1}(t) \leq \frac{1}{4}$

- d) Comme  $t \geq 0$ . On a

$$\Psi'_{Z_1}(t) = \Psi'_{Z_1}(t) - \Psi'_{Z_1}(0) = \int_0^t \Psi''_{Z_1}(u) du \leq \int_0^t \frac{1}{4} du = \frac{t}{4}.$$

Ensuite

$$\Psi_{Z_1}(t) = \Psi_{Z_1}(t) - \Psi_{Z_1}(0) = \int_0^t \Psi'_{Z_1}(u) du \leq \int_0^t \frac{u}{4} du = \frac{t^2}{8}.$$

6. a) En appliquant les résultats des questions 3 et 5.d on obtient que pour tout  $t \in \mathbb{R}_+^*$ ,

$$\mathbf{P}(Y \geq x) \leq e^{-tx + \Psi_Y(t)} = e^{-tx + n\Psi_{Z_1}(t/n)} \leq \exp\left(-tx + n\frac{t^2}{8n^2}\right)$$

Finalement  $\mathbf{P}(Y \geq x) \leq \exp\left(-tx + \frac{t^2}{8n}\right)$

- b) On étudie  $h : t \mapsto -tx + \frac{t^2}{8n}$ . Elle est dérivable et  $h' : t \mapsto -x + \frac{t}{4n}$ . On en déduit que  $h$  atteint son minimum en  $t = 4nx$ .

En appliquant l'inégalité ci-dessus pour  $t = 4nx > 0$ , on obtient

$$\mathbf{P}(Y \geq x) \leq \exp\left(-4nx^2 + \frac{16n^2x^2}{8n}\right) = \exp(-2nx^2)$$

## Partie II - Graphes aléatoires

7. Soit  $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$ ,

- a) La variable aléatoire  $S_i$  est la somme de  $n-1$  variables aléatoires indépendantes suivant toutes la loi  $\mathcal{B}(p)$  donc  $S_i \sim \mathcal{B}(n, p)$ . On en déduit que  $\mathbf{E}(S_i) = np$ .

- b) Soit  $x > 0$ . On pose pour tout  $\{i, j\} \in P_n$ ,  $Z_{i,j} = X_{i,j} - \mathbf{E}(X_{i,j}) = X_{i,j} - p$ . Dès lors on peut appliquer les résultats de la partie I à

$$\frac{1}{n-1}S_i - p = \frac{1}{n-1} \sum_{\substack{j \in [1,n] \\ j \neq i}} X_{i,j} - p = \frac{1}{n-1} \sum_{\substack{j \in [1,n] \\ j \neq i}} Z_{i,j}$$

On obtient que

$$\mathbf{P}(|S_i - (n-1)p| \geq (n-1)x) = \mathbf{P}\left(\left|\frac{1}{n-1}S_i - p\right| \geq x\right) \leq 2 \exp(-2(n-1)x^2)$$

En utilisant les résultats de la partie I, montrer que pour tout  $x > 0$ ,

$$\mathbf{P}(|S_i - (n-1)p| \geq (n-1)x) \leq 2e^{-2(n-1)x^2}$$

8. a) Avec les notations de l'énoncé,

$$\overline{Z}_n = \bigcup_{i \in [1,n]} (|S_i - (n-1)p| \geq \varepsilon(n-1)p_n)$$

On en déduit (par l'inégalité de Boole) et en appliquant les résultats de la question 7.b pour  $x = \varepsilon p_n$  :

$$\mathbf{P}(\overline{Z}_n) \leq \sum_{i=1}^n \mathbf{P}(|S_i - (n-1)p| \geq \varepsilon(n-1)p_n) = \sum_{i=1}^n \mathbf{P}(|S_i - (n-1)p| \geq (n-1)x)$$

puis

$$\mathbf{P}(\overline{Z}_n) \leq 2n \exp(-2(n-1)x^2) = 2n \exp(-2\varepsilon^2(n-1)p_n^2)$$

- b) On suppose que la suite  $(p_n)$  vérifie que pour tout entier  $n \geq 2$ ,  $p_n \geq \frac{1}{\varepsilon} \sqrt{\frac{\ln n}{n}}$ ,

On a alors  $2n \exp(-2\varepsilon^2(n-1)p_n^2) = 2 \exp(u_n)$  où

$$u_n = \ln n - 2\varepsilon^2(n-1)p_n^2 \leq \ln n - 2(n-1) \frac{\ln n}{n} = \frac{-n+2}{n} \ln n \sim -\ln n$$

On en déduit que  $(u_n)$  tend vers  $-\infty$  quand  $n \rightarrow \infty$  et donc  $2 \exp(u_n)$  tend vers 0.

Cela implique que  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}(\overline{Z}_n) = 0$  et donc  $\boxed{\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}(Z_n) = 1}$

9. Il y a égalité pour  $n \leq 2$ .

hérédité :

$$\begin{aligned} \mathbf{P}\left(\bigcup_{i=1}^{n+1} B_i\right) &= \mathbf{P}\left(\bigcup_{i=1}^n B_i\right) + \mathbf{P}(B_{n+1}) - \mathbf{P}\left(\left(\bigcup_{i=1}^n B_i\right) \cap B_{n+1}\right) \\ &= \mathbf{P}\left(\bigcup_{i=1}^n B_i\right) + \mathbf{P}(B_{n+1}) - \mathbf{P}\left(\bigcup_{i=1}^n (B_i \cap B_{n+1})\right) \\ &\stackrel{\text{HR}}{\geq} \sum_{i=1}^n \mathbf{P}(B_i) - \sum_{1 \leq i < j \leq n} \mathbf{P}(B_i \cap B_j) + \mathbf{P}(B_{n+1}) - \mathbf{P}\left(\bigcup_{i=1}^n (B_i \cap B_{n+1})\right) \\ &\stackrel{\text{Boole}}{\geq} \sum_{i=1}^n \mathbf{P}(B_i) - \sum_{1 \leq i < j \leq n} \mathbf{P}(B_i \cap B_j) + \mathbf{P}(B_{n+1}) - \sum_{i=1}^n \mathbf{P}(B_i \cap B_{n+1}) \\ &= \sum_{i=1}^{n+1} \mathbf{P}(B_i) - \sum_{1 \leq i < j \leq n+1} \mathbf{P}(B_i \cap B_j) \end{aligned}$$

10. a) La suite  $(k!)_{k \geq 0}$  a pour limite  $+\infty$  donc l'ensemble  $\{k \in \mathbb{N} \mid k! \geq n\}$  est une partie non vide de  $\mathbb{N}$ . Soit  $k_n$  son plus petit élément. De plus  $k_n \geq 2$  car  $0! = 1! = 1 < n$ . Ainsi  $(k_n - 1)! < n! \leq k_n$ . Comme la suite  $(k!)_{k \geq 1}$  est strictement croissante, on a pour tout  $k \in \mathbb{N}^*$  tel que  $k \neq k_n$ ,  $(k! < n$  ou  $(k - 1)! \geq n$ ). D'où l'unicité de  $k_n \geq 1$  tel que  $(k_n - 1)! < n \leq k_n!$ .
- b) La suite  $(k_n)$  est croissante car si (absurde) il existe un entier  $n$  tel que  $k_n > k_{n+1}$ , alors  $k_n - 1 \geq k_{n+1}$  et donc (par croissance de la fonction factorielle) :

$$n \geq (k_n - 1)! \geq k_{n+1}! \geq n + 1$$

ce qui est contradictoire.

- c) De plus la suite  $(k_n)$  n'a pas de majorant réel  $M$  car sinon on aurait pour tout  $n \geq 2$ ,  $n \leq k_n! \leq [M]!$ , ce qui est contradictoire ( $\mathbb{N}$  n'a pas de plus grand élément). Donc  $k_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \infty$ .
- d) Soit  $\gamma > 0$ .

$$k_n^\gamma \underset{n \rightarrow \infty}{\sim} (k_n - 1)^\gamma = o((k_n - 1)!) = o(O(n)) = o(n)$$

11. a) Rappelons que  $S_1 \leftrightarrow \mathcal{B}(n - 1, \frac{1}{n})$ .

$$\alpha_n = \mathbf{P}(S_1 = k_n) = \binom{n-1}{k_n} \frac{1}{n^{k_n}} \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{n-1-k_n}$$

- b)

$$\left(1 - \frac{1}{n}\right)^{n-1-k_n} = e^{(n-1-k_n) \ln(1-\frac{1}{n})} \underset{n \rightarrow \infty}{\rightarrow} e^{-1}$$

car l'exponentielle est continue et car, puisque  $k_n = o(n)$ ,

$$(n - 1 - k_n) \ln \left(1 - \frac{1}{n}\right) \underset{n \rightarrow \infty}{\sim} n(-1/n) \underset{n \rightarrow \infty}{\rightarrow} -1$$

Or

$$\binom{n-1}{k_n} \frac{1}{n^{k_n}} = \frac{(n-1)(n-2)\dots(n-k_n)}{n^{k_n} k_n!} = \frac{1}{k_n!} \left(1 - \frac{1}{n}\right) \left(1 - \frac{2}{n}\right) \dots \left(1 - \frac{k_n}{n}\right)$$

De plus,

$$1 \geq \left(1 - \frac{1}{n}\right) \left(1 - \frac{2}{n}\right) \dots \left(1 - \frac{k_n}{n}\right) \geq \left(1 - \frac{k_n}{n}\right)^{k_n} = e^{k_n \ln(1-\frac{k_n}{n})}$$

$$k_n \ln\left(1 - \frac{k_n}{n}\right) \underset{n \rightarrow \infty}{\sim} -\frac{k_n^2}{n} \underset{n \rightarrow \infty}{\rightarrow} 0$$

donc par continuité de l'exponentielle,  $e^{k_n \ln(1-\frac{k_n}{n})} \underset{n \rightarrow \infty}{\rightarrow} 1$ .

Par encadrement, on a donc

$$\left(1 - \frac{1}{n}\right) \left(1 - \frac{2}{n}\right) \dots \left(1 - \frac{k_n}{n}\right) \underset{n \rightarrow \infty}{\rightarrow} 1$$

Ainsi

$$\alpha_n \underset{n \rightarrow \infty}{\sim} \frac{e^{-1}}{k_n!}$$

12. a) On voit que

$$\begin{aligned}
\beta_n &= \mathbf{P}((S_1 = k_n) \cap (S_2 = k_n)) \\
&= \mathbf{P}((S_1 = k_n) \cap (S_2 = k_n) \cap (X_{1,2} = 1)) \\
&\quad + \mathbf{P}((S_1 = k_n) \cap (S_2 = k_n) \cap (X_{1,2} = 0)) \\
&= \mathbf{P}((X_{1,2} = 1) \cap \left( \sum_{i=3}^n X_{1,i} = k_n - 1 \right) \cap \left( \sum_{i=3}^n X_{2,i} = k_n - 1 \right)) \\
&\quad + \mathbf{P}((X_{1,2} = 0) \cap \left( \sum_{i=3}^n X_{1,i} = k_n \right) \cap \left( \sum_{i=3}^n X_{2,i} = k_n \right)) \\
&= \frac{1}{n} \left( \binom{n-2}{k_n-1} (1/n)^{k_n-1} \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{n-1-k_n} \right)^2 + \left(1 - \frac{1}{n}\right) \left( \binom{n-2}{k_n} (1/n)^{k_n} \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{n-2-k_n} \right)^2
\end{aligned}$$

car par coalitions,  $X_{1,2}$ ,  $\sum_{i=3}^n X_{1,i}$  et  $\sum_{i=3}^n X_{2,i}$  sont indépendantes, et que la première de ces variables suit la loi  $\mathcal{B}(1/n)$  et les deux autres la loi  $\mathcal{B}(n-2, 1/n)$ .

b) Par un raisonnement analogue au précédent, le premier terme de la somme ci-dessus est équivalent à  $\frac{1}{n} \frac{e^{-2}}{(k_n-1)!^2}$  et le second à  $\frac{e^{-2}}{k_n!^2}$ . La somme est donc équivalente au second terme car  $\frac{1}{n} \frac{e^{-2}}{(k_n-1)!^2} = \frac{k_n^2}{n} \frac{e^{-2}}{k_n!^2}$  est négligeable devant  $\frac{e^{-2}}{k_n!^2}$  puisque  $k_n^2 = o(n)$ .

13. Par la question a)

$$\gamma_n \geq n \mathbf{P}(S_1 = k_n) - \frac{n(n-1)}{2} \mathbf{P}((S_1 = k_n) \cap (S_2 = k_n)) = u_n$$

Le premier terme de cette différence est équivalent à  $\frac{ne^{-1}}{k_n!}$  et le second à  $\frac{n^2}{2} \frac{e^{-2}}{k_n!^2}$ .

Lorsqu'il existe  $k$  entier supérieur à 2 tel que  $n = k!$ , on a  $k_n = k$  donc  $k_n! = n$ . La suite extraite  $(u_{k!})_{k \geq 2}$  converge donc vers  $e^{-1} - \frac{e^{-2}}{2}$ .

Si (absurde) la suite  $(\gamma_n)$  convergerait vers 0, la suite extraite  $(\gamma_{k!})$  convergerait aussi vers 0 et on aurait, par passage aux limites dans les inégalités larges :

$$0 \geq e^{-1} - \frac{e^{-2}}{2}$$

ce qui est contradictoire.

Donc  $(\gamma_n)$  ne converge pas vers zéro.