

Corection du DM n°2

Exercice 1

1. Écart à l'origine

- (a) Soit $n \in \mathbf{N}^*$ En premier lieux $E(X_1) = \frac{1}{2}1 + \frac{1}{2}(-1) = 0$ et $V(X_1) = E(X_1^2) - E(X_1)^2 = E(1) - 0^2 = 1$.

Ensuite par *linéarité* de l'espérance et comme les X_i suivent la loi de X_1 , on a

$$\boxed{E(S_n) = 0}.$$

Enfin par *mutuelle indépendance* des X_i on a

$$\underline{V(S_n) = \sum_{i=1}^n V(X_i) = nV(X_1) = n.}$$

- (b) Par (a), et l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev

$$\mathbf{P}\left(\frac{|S_n|}{n} \geq \varepsilon\right) = \mathbf{P}\left(\left|\frac{S_n}{n} - E\left(\frac{S_n}{n}\right)\right| \geq \varepsilon\right) \leq \frac{V\left(\left(\frac{S_n}{n}\right)\right)}{\varepsilon^2} = \frac{V(S_n)}{n^2\varepsilon^2} = \frac{1}{n\varepsilon^2}.$$

Pour tout $\boxed{n \geq 10^4}$, on a $\frac{1}{n10^{-2}} \leq 10^{-2}$, et donc $\mathbf{P}\left(\frac{|S_n|}{n} \geq 10^{-1}\right) \leq 10^{-2}$, donc, en passant à l'événement contraire,

$$\boxed{\mathbf{P}\left(\frac{|S_n|}{n} < 10^{-1}\right) \geq 1 - 10^{-2} = 0,99}.$$

- (c) Montrer que pour tout réel x , la série $\sum \frac{x^n}{n!}$ converge de somme e^x .

Remarque. Ce résultat au programme sera vu en cours d'année.

Soit $x \in \mathbf{R}$.

Comme la fonction exponentielle est de classe \mathcal{C}^∞ et que pour tout $n \in \mathbf{N}$, sa dérivée $(n+1)^e$ — qui est elle-même — est majoré sur $[0, x]$ par $\exp(|x|)$, par croissance de l'exponentielle, (l'écriture $[0, x]$ ne présage pas que x soit positif), l'inégalité de Taylor-Lagrange donne :

$$\exp(x) = \sum_{k=0}^n \frac{x^k}{k!} + R_n(x), \text{ et } |R_n(x)| \leq \frac{|x|^{n+1}}{(n+1)!} \exp(|x|)$$

Or par croissance comparée puissance/factorielle, $\frac{|x|^{n+1}}{(n+1)!} \exp(|x|) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$. Donc par encadrement $R_n \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$ si bien que la série $\sum \frac{x^k}{k!}$ converge de somme e^x .

Soit $t \in \mathbf{R}$. Par ce qui précède,

$$\exp\left(\frac{t^2}{2}\right) = 1 + \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{t^{2k}}{2^k k!},$$

$$\text{ch}(t) = \frac{1}{2} \left(\sum_{k=0}^{+\infty} \frac{t^k}{k!} + \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(-t)^k}{k!} \right) = 1 + \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{t^{2k}}{(2k)!}.$$

Mais pour tout $k \in \mathbf{N}^*$,

$$\frac{1}{(2k)!} = \frac{1}{(1 \times 2 \times \dots \times k) \times (k+1) \times (k+2) \cdots \times (k+k)} \leq \frac{1}{\underbrace{k! \times 2 \times 2 \cdots \times 2}_{k \text{ termes}}} = \frac{1}{k! 2^k}.$$

Donc $\text{ch}(t) \leq e^{\frac{t^2}{2}}$.

(d) Soient un réel t et un entier $n \geq 1$, Par la formule du transfert,

$$\underline{\underline{E(\exp(tX_1)) = \frac{1}{2} \exp(t \times 1) + \frac{1}{2} \exp(t \times (-1)) = \text{ch}(t) \leq \exp\left(\frac{t^2}{2}\right).}}$$

Le lemme de coalition fait que $\exp\left(\frac{tX_1}{n}\right), \dots, \exp\left(\frac{tX_n}{n}\right)$ héritent de la mutuelle indépendance de X_1, \dots, X_n , donc

$$\begin{aligned} E\left(\exp\left(\frac{tS_n}{n}\right)\right) &= E\left(\prod_{i=1}^n \exp\left(\frac{tX_i}{n}\right)\right) \stackrel{\perp\!\!\!\perp}{=} \prod_{i=1}^n E\left(\exp\left(\frac{tX_i}{n}\right)\right) = \\ &= \underline{\underline{E\left(\exp\left(\frac{tX_1}{n}\right)\right)^n \leq \exp\left(\frac{t^2}{2n}\right)^n = \exp\left(\frac{t^2}{2n}\right).}} \end{aligned}$$

(e) Soit un entier $n \geq 1$. La variable aléatoire $\exp\left(\frac{tS_n}{n}\right)$ est positive l'inégalité de Markov s'énonce :

$$\mathbf{P}\left(\exp\left(\frac{tS_n}{n}\right) \geq \exp(t\varepsilon)\right) \leq \frac{E\left(\exp\left(\frac{tS_n}{n}\right)\right)}{\exp(t\varepsilon)} \leq \frac{\exp\left(\frac{t^2}{2n}\right)}{\exp(t\varepsilon)} = \exp\left(\frac{t^2}{2n} - t\varepsilon\right),$$

par (d). Mais par croissance de l'exponentielle¹, pour tout réel $t > 0$

$$\left\{\frac{S_n}{n} \geq \varepsilon\right\} = \left\{\frac{tS_n}{n} \geq t\varepsilon\right\} \subset \left\{\exp\left(\frac{tS_n}{n}\right) \geq \exp(t\varepsilon)\right\}$$

Donc en passant au probabilités, pour tout réel t non nul (et trivialement pour $t = 0$), on a :

$$\boxed{\mathbf{P}\left(\frac{S_n}{n} \geq \varepsilon\right) \leq \mathbf{P}\left(\exp\left(\frac{tS_n}{n}\right) \geq \exp(t\varepsilon)\right) \leq \exp\left(\frac{t^2}{2n} - t\varepsilon\right).}$$

Optimisons en t : pour $t = \frac{\varepsilon n}{2}$, l'inégalité précédente devient :

$$\boxed{\mathbf{P}\left(\frac{S_n}{n} \geq \varepsilon\right) \leq \exp\left(-\frac{n\varepsilon^2}{2}\right).}$$

(f) D'abord, $\left\{\frac{|S_n|}{n} \geq \varepsilon\right\} = \left\{\frac{S_n}{n} \geq \varepsilon\right\} \cup \left\{-\frac{S_n}{n} \geq \varepsilon\right\}$

Mais comme les variables aléatoires $-X_1, \dots, -X_n$ suivent la même loi respectivement que X_1, \dots, X_n et restent mutuellement indépendantes (lemme de coalition) $-S_n$ suit la loi de S_n , donc

$$\mathbf{P}\left(\frac{|S_n|}{n} \geq \varepsilon\right) \leq \mathbf{P}\left(\frac{S_n}{n} \geq \varepsilon\right) + \mathbf{P}\left(\frac{-S_n}{n} \geq \varepsilon\right) = 2\mathbf{P}\left(\frac{S_n}{n} \geq \varepsilon\right) \leq 2\exp\left(-\frac{n\varepsilon^2}{2}\right),$$

1. La stricte monotonie accorde même, si l'on veut l'égalité.

par (e).

En particulier

$$\mathbf{P}\left(\frac{|S_n|}{n} \geq 10^{-1}\right) \leq 2 \exp\left(-\frac{n10^{-2}}{2}\right).$$

Or pour tout entier $n \geq 1060$, $2 \exp\left(-\frac{n10^{-2}}{2}\right) \leq 10^{-2}$, et donc $\mathbf{P}\left(\frac{|S_n|}{n} \geq 10^{-1}\right) \leq 10^{-2}$.

En passant à l'événement contraire, (cf. 1. (b)), pour tout entier $n \geq 1060$,

$$\mathbf{P}\left(\frac{|S_n|}{n} < 10^{-1}\right) \geq 0,99.,$$

2. Loi de S_n

- (a) $X_n^* \sim \mathcal{B}\left(\frac{1}{2}\right)$ et Le lemme de coalition assurant la mutuelle indépendance de $X_1^*, X_2^*, \dots, X_n^*$,
 $S_n^* \sim \mathcal{B}\left(n, \frac{1}{2}\right)$.

- (b) Pour tout entier $n \geq 1$, $S_n = 2S_n^* - n$, donc $S_n(\omega) = \{2k - n, k \in \llbracket -n; n \rrbracket\}$ et pour tout $k \in \llbracket -n; n \rrbracket$,

$$\mathbf{P}(S_n = 2k - n) = \binom{n}{k} \frac{1}{2^n}.$$

Remarque. S_n ne prend que des valeurs de la parité de n .

3. Retour à l'Origine.

- (a) Soit $\omega \in \Omega$.

Alors $N(\omega)$ représente le nombre (éventuellement infini) de termes nuls de la suite $(S_n(\omega))_{n \in \mathbf{N}^*}$ (nombre de « retours à l'origine »).

On a $N(\omega) = 0$ si et seulement si il existe $k \in \mathbf{N}^*$ tels que $S_k(\omega) = 0$; donc :

$$\{N \neq 0\} = \bigcup_{n \in \mathbf{N}^*} \{S_n = 0\}.$$

Remarque. A l'opposé, $N(\omega) = +\infty$ si pour tout $n \in \mathbf{N}^*$ il existe un entier k supérieur ou égal à n tel que $S_k(\omega) = 0$; donc :

$$\{N = +\infty\} = \bigcap_{n \in \mathbf{N}^*} \bigcup_{k \geq n} \{S_k = 0\}.$$

- (b) Soit $n \in \mathbf{N}$.

$$E_n = \{S_n = 0\} \cap \bigcup_{k \geq n+1} \overline{\{S_k = 0\}}.$$

L'événement E_n est « la suite $(S_k)_{k \in \mathbf{N}}$ prend la la valeur 0 pour $k = n$ et pour aucun autre indice strictement plus grand » de manière imagée, n est le dernier instant de passage par l'origine.

- (c) On a donc

$$\{N < +\infty\} = \bigcup_{n \in \mathbf{N}^*} E_n,$$

cette union est une union disjointe

(d) En modifiant légèrement l'expression des E_n ,

$$\begin{aligned} \{N < +\infty\} &= \bigcup_{n=0}^{+\infty} \{S_n = 0, \forall p \in \llbracket n+1, +\infty \llbracket S_p - S_n \neq 0\} = \\ &= \bigcup_{n=0}^{+\infty} \{S_n = 0, \forall k \in \mathbf{N}^*, X_{n+1} + X_{n+2} + \dots + X_{n+k} \neq 0\}. \end{aligned}$$

Donc

$$\mathbf{P}(N < +\infty) = \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbf{P}(S_n = 0, \forall k \in \mathbf{N}^*, X_{n+1} + X_{n+2} + \dots + X_{n+k} \neq 0).$$

Puis, comme le lemme de coalition assure l'indépendance² de S_n et $X_{n+1} + X_{n+2} + \dots + X_{n+k}$, pour tout $n \in \mathbf{N}$,

$$\mathbf{P}(N < +\infty) = \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbf{P}(S_n = 0), \mathbf{P}(\forall k \in \mathbf{N}^*, X_{n+1} + X_{n+2} + \dots + X_{n+k} \neq 0).$$

Mais les X_n étant mutuellement indépendantes et de même loi pour tout entier $n \geq 0$,

$$\mathbf{P}(\forall k \in \mathbf{N}^*, X_{n+1} + X_{n+2} + \dots + X_{n+k} \neq 0) = \mathbf{P}(\forall k \in \mathbf{N}^*, X_1 + X_2 + \dots + X_k \neq 0),$$

quantité indépendante de n , que nous baptiserons pour la suite α .

(e) On a donc :

$$1 \geq \mathbf{P}(N < +\infty) = \sum_{n=0}^{+\infty} \alpha \mathbf{P}(S_n = 0),$$

La série $\sum \mathbf{P}(S_n = 0)$, on l'admet, diverge, donc nécessairement $\alpha = 0$ et donc on a $\mathbf{P}(N < +\infty) = 0$. Donc :

$$\boxed{\mathbf{P}(N = +\infty) = 1.}$$

(f) D'après 2, $\mathbf{P}(S_{2p+1} = 0)$ est nulle tandis que $\mathbf{P}(S_{2p} = 0) = \mathbf{P}(S_{2p}^* = p) = \frac{(2p)!}{2^{2p}(p!)^2} \underset{p \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{\sqrt{\pi p}}$ (merci Stirling). Donc la série $\sum \mathbf{P}(S_{2p} = 0)$ diverge, mais pour tout $n \in \mathbf{N}$,

$$\sum_{k=0}^{2n} \mathbf{P}(S_k = 0) = \sum_{p=0}^n \mathbf{P}(S_{2p} = 0)$$

mais comme $\sum \mathbf{P}(S_{2p} = 0)$ est une série positive divergente $\sum_{p=0}^n \mathbf{P}(S_{2p} = 0) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} +\infty$.

Donc $\sum \mathbf{P}(S_n = 0)$ diverge (la suite de ses sommes partielles d'indice pair diverge).

Exercice 2

Soit un entier $n \geq 2$

2. En toute rigueur il faudrait travailler un peu plus pour prendre en compte la présence du « pour tout k », ce qui exigerait que l'on connût des résultats de spé. En général du reste dans la littérature, on se contente de cette évocation de l'indépendance.

1. Soit l'ensemble :

$$\mathcal{P} = \{A \in \mathcal{M}_n(\mathbf{R}) \mid A^2 = A\}.$$

Pour tout élément M de $\mathcal{M}_n(\mathbf{R})$, on désigne par $C(M)$ sa classe de similitude.

Les éléments de \mathcal{P} sont des matrices de projections, or l'endomorphisme de $\mathcal{M}_{n,1}(\mathbf{R})$ canoniquement associé à une projection admet, dans une base adaptée à la supplémentarité de son noyau et de son image, comme matrice J_r , où r est son rang, donc celui de la matrice. Donc :

$$\mathcal{P} \subset \bigcup_{r=0}^n C(J_r).$$

Par ailleurs pour tout $r \in \llbracket 0, n \rrbracket$ tout élément de $C(J_r)$ est, comme J_r , idempotente donc élément de \mathcal{P} . Donc

$$\mathcal{P} = \bigcup_{r=0}^n C(J_r).$$

Pour terminer remarquons que pour tout couple d'éléments distincts (r, r') de $\llbracket 0, n \rrbracket$, on a $C(J_r) \neq C(J_{r'})$ (deux matrices semblables ont même rang) ; donc \mathcal{P} est la réunion d'exactly $n + 1$ classes de similitudes (non vides).

2. On pose $N_r = \begin{pmatrix} 0_{r, n-r} & I_r \\ 0_{n-r, n-r} & 0_{n-r, r} \end{pmatrix}$, pour tout $r \in \llbracket 0, p \rrbracket$.

(a) Soit $B \in \mathcal{Q}$. En identifiant B est l'endomorphisme de $\mathcal{M}_{n,1}(\mathbf{R})$ canoniquement associé on a $\text{im} B \subset \text{ker} B$ par définition de \mathcal{Q} , donc par la formule du rang :

$$\text{rg}(B) \leq \dim(\text{ker}(B)) = n - \text{rg}(B).$$

Donc $\text{rg}(B) \leq p$.

D'autre part pour $r = 0, 1, \dots, p$, la matrice N_r est trivialement élément de \mathcal{Q} ,

Concluons :

\mathcal{Q} contient des matrices de rang $0, 1, \dots, p - 1$ et p et pas de matrices de rang différent.

Choisissons une base (U_1, \dots, U_r) de $\text{im}(A)$, complétons la en $(U_1, \dots, U_r, U_{r+1}, \dots, U_{n-r})$, base du noyau ($\text{im} A \subset \text{ker} A$) ; enfin choisissons $U_{n-r+1}, U_{n-r+2}, \dots, U_n$ des antécédants respectifs des éléments de l'image U_1, \dots, U_r .

Alors la famille (U_1, \dots, U_n) est une base de $\mathcal{M}_{n,1}(\mathbf{R})$. En effet, soient $\lambda_1, \dots, \lambda_n$ des réels tels que :

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i U_i = 0_{n,1}; \tag{1}$$

cette égalité devient par multiplication par B ,

$$\lambda_{n-r+1} U_1 + \lambda_{n-r+2} U_2 + \dots + \lambda_n U_r = 0_{n,1},$$

ce qui assure, (comme (U_1, \dots, U_r) est une base de $\text{im}(B)$), que

$$\lambda_{n-r+1} = \lambda_{n-r+2} = \dots = \lambda_n = 0$$

et que (1) s'écrit

$$\sum_{i=1}^{n-r} \lambda_i U_i = 0_{n,1},$$

mais alors comme (U_1, \dots, U_{n-r}) est une base de $\text{ker}(B)$, les derniers, coefficients, $\lambda_1, \dots, \lambda_{n-r}$ sont nuls.

Alors dans la base (U_1, \dots, U_n) l'endomorphisme canoniquement associé à A a pour matrice N_r . Donc :

$$\boxed{A \in C(N_r)}$$

(b) D'après (a),

$$\mathcal{Q} \subset \bigcup_{r=0}^p C(N_r).$$

Par ailleurs pour tout $r \in \llbracket 0, p \rrbracket$ tout élément de $C(N_r)$ est, comme N_r , nilpotente d'indice 2 donc élément de \mathcal{Q} . Donc

$$\boxed{\mathcal{Q} = \bigcup_{r=0}^p C(N_r)}.$$

Remarquons que pour tout couple d'éléments distincts (r, r') de $\llbracket 0, p \rrbracket$, on a $C(N_r) \neq C(N_{r'})$; donc \mathcal{Q} est la réunion d'exactly $p + 1$ classes de similitude (non vides).