

Processus stochastiques
discrets, M2 MFA
Corrigé de l'examen du 15 janvier

Exercice 1:

$$\bullet P[S_n = 5n/4] \leq P[S_n \leq 5n/4] = P[e^{\theta S_n} \geq e^{5\theta n/4}] \quad \text{pour } \theta < 0$$

\uparrow zone des grandes déviations \leq Markov $\frac{E(e^{\theta S_n})}{e^{5\theta n/4}}$

or $E(e^{\theta S_n}) = \left(\frac{1}{2} (e^{\theta} + e^{2\theta})\right)^n$

donc on obtient $P[S_n = n/2] \leq e^{m(\Lambda(\theta) - \frac{5\theta}{4})}$

avec $\Lambda(\theta) = \log\left(\frac{1}{2} (e^{\theta} + e^{2\theta})\right)$

On cherche θ^* qui minimise le membre de droite
solution de $\Lambda'(\theta^*) = \frac{5}{4} \Leftrightarrow \frac{e^{\theta^*} + 2e^{2\theta^*}}{e^{\theta^*} + e^{2\theta^*}} = \frac{5}{4}$

En simplifiant on obtient $\frac{3}{4}e^{2\theta^*} = \frac{1}{4}e^{\theta^*}$

puis $\theta^* = -\log 3$.

$$\Lambda(\theta^*) = \log\left(\frac{1}{2}\left(\frac{1}{3} + \frac{1}{9}\right)\right) = \log\left(\frac{4}{18}\right)$$

donc $P[S_n = 5n/4] \leq e^{n(\log(\frac{4}{18}) + \frac{5}{4}\log 3)}$

$$\bullet P[S_n \geq \frac{5n}{4}] \geq 1 - P[S_n \leq \frac{5n}{4}] \geq 1 - e^{n(\log(\frac{4}{18}) + \frac{5}{4}\log 3)}$$

\uparrow d'après le point précédent

Donc $P[S_n \geq \frac{5n}{4}]$ tend vers 1 à vitesse exponentielle.

• Pour $P(S_n = \frac{3}{2}n + \sqrt{n})$, on utilise le théorème local limite
pour $T_n := \sum_{i=1}^n (X_i - \frac{3}{2}) = S_n - \frac{3}{2}n$ (car $\frac{3}{2} = E(X_i)$)

$$P\left(S_n = \frac{3}{2}n + \sqrt{n}\right) = P\left(T_n = \sqrt{n}\right) \underset{\text{TLL}}{=} \frac{m_\sigma(1)}{\sqrt{n}} + o\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)$$

$$m_\sigma(1) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}\right) \text{ où } \sigma^2 = \text{Var}(T_n) = \text{Var}(S_n) = \frac{1}{4}.$$

$$\text{donc } m_\sigma(1) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \exp(-2)$$

$$\text{Conclusion } P\left(S_n = \frac{3}{2}n + \sqrt{n}\right) = \sqrt{\frac{2}{\pi n}} e^{-2} + o\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)$$

• Pour $P\left(S_n \geq \frac{3}{2}n + \sqrt{n}\right)$, on utilise le théorème de Berry-Esseen pour $-T_n = -\left(S_n - \frac{3}{2}n\right)$

$$P\left(S_n \geq \frac{3}{2}n + \sqrt{n}\right) = P\left(-T_n \leq -\sqrt{n}\right) = P\left(\frac{-T_n}{\sigma\sqrt{n}} \leq -\frac{1}{\sigma}\right)$$

$$= P\left(Z \leq -2\right) + \bar{\epsilon} \quad (\text{car } \sigma = \frac{1}{2})$$

$$\text{avec } |\bar{\epsilon}| \leq \frac{C\epsilon}{\sigma^3\sqrt{n}}. \quad \text{On a } \epsilon = E\left[\left|X_1 - \frac{3}{2}\right|^3\right] = \frac{1}{8}$$

$$\sigma^3 = \frac{1}{8} \quad ; \quad C = \frac{1}{2} \quad (\text{cours})$$

$$\text{donc } |\bar{\epsilon}| \leq \frac{1}{2\sqrt{n}}$$

$$\text{Conclusion: } \left| P\left(S_n \geq \frac{3}{2}n + \sqrt{n}\right) - \int_{-\infty}^{-2} e^{-x^2/2} dx \right| \leq \frac{1}{2\sqrt{n}}$$

Exercice 2:

1 Soit l_n une suite d'entiers et X_n le nombre de facteurs décroissants de longueur l_n dans (U_1, \dots, U_n)

$$\text{Soit } A_i = \left\{ U_i \leq U_{i+1} \leq \dots \leq U_{i+l_n-1} \right\}$$

$$X_n = \sum_{i=1}^{n-l_n+1} \mathbb{1}[A_i] \quad \text{et} \quad P[A_i] = \frac{1}{l_n!} \quad \forall i$$

(l'ordre des U_i, \dots, U_{i+l_n-1} est uniforme parmi les $l_n!$ ordres possibles)

$$\text{Donc } E[X_n] \sim \frac{n}{l_n!}$$

Si $\frac{n}{l_n!} \rightarrow 0$, on a $E[X_n] \rightarrow 0$, et par la méthode du premier moment $P[l_n \leq l_n] = P[X_n = 0] \rightarrow 1$.

$$2. a. \quad \mathbb{E}[D_n] = \sum_{i=1}^{n-1} \mathbb{P}[U_i > U_{i+1}] = \frac{n-1}{2}$$

$$\text{Var}(D_n) = \sum_{i=1}^{n-1} \text{Var}(\mathbb{1}[U_i > U_{i+1}]) + 2 \sum_{i=1}^{n-2} \text{Cov}(\mathbb{1}[U_i > U_{i+1}], \mathbb{1}[U_{i+1} > U_{i+2}])$$

(autres cov sont nulles car événements sont indépendants)

$$\forall i \quad \text{Var}(\mathbb{1}[U_i > U_{i+1}]) = \frac{1}{4}$$

$$\text{et } \text{Cov}(\mathbb{1}[U_i > U_{i+1}], \mathbb{1}[U_{i+1} > U_{i+2}]) = \frac{1}{6} - \frac{1}{4} = -\frac{1}{12} < 0$$

$$\text{donc } \text{Var}(D_n) \leq \frac{n-1}{4} = o(\mathbb{E}(D_n)^2)$$

Par l'inégalité de Bienaymé-Tchebichev, on a

$$\frac{D_n}{\mathbb{E}(D_n)} \xrightarrow{P} 1.$$

$$b. \quad \mathbb{P}(D_n \geq \frac{3(n-1)}{4}) \leq \mathbb{P}\left(|D_n - \frac{n-1}{2}| \geq \frac{n-1}{4}\right) \leq \frac{\text{Var}(D_n)}{(\frac{n-1}{4})^2} \leq \frac{4}{n-1}$$

c. ~~on a $D_n - \mathbb{E}(D_n) = \sum_{i=1}^{n-1} (Y_i - \frac{1}{2})$ où $Y_i = \mathbb{1}[U_i > U_{i+1}]$~~
 ~~$\mathbb{E}((D_n - \mathbb{E}(D_n))^4) = \sum_{i=1}^{n-1} \mathbb{E}((Y_i - \frac{1}{2})^4) + \sum_{i \neq j} \mathbb{E}((Y_i - \frac{1}{2})(Y_j - \frac{1}{2}))^2$~~

3. a. Conditionnellement à $U_{k-1} = x$, $V_k = f_x(U_k)$

$$\text{où } f_x(u) = \{u - x\}$$

On note que f_x est une bijection de $[0, 1]$ dans $[0, 1]$
avec $f'_x(t) = 1$ pour presque tout t

On a, conditionnellement à $U_{k-1} = x$, pour toute fonction test h ,

$$\mathbb{E}[h(V_k)] = \int_0^1 h(f_x(u)) du = \int_0^1 h(f_x(u)) du \cdot f'_x(u) = \int_0^1 h(t) dt$$

car $f'_x(u) \equiv 1$ ps. on pose $v = f_x(u)$ $\Rightarrow V_k$ est uniforme
dir = $\int_x^1 f'_x(u) du$

Comme c'est vrai $\forall x \in [0, 1]$, V_k est uniforme et indépendant de U_{k-1} .

Or par construction V_k est indépendant de (U_1, \dots, U_{k-2})

Donc V_k est indépendant de (U_1, \dots, U_{k-1}) .

C'est vrai quelque soit $k \leq n$.

$\Rightarrow (V_1, \dots, V_n)$ est i.i.d. uniforme dans $[0; 1]$.

$$\begin{aligned} \text{b. } \{S_k\} &= \{V_1 + \dots + V_k\} = \{U_1 + (U_2 - U_1) + \dots + (U_k - U_{k-1})\} \\ &= \{U_k\} = U_k \text{ p.s. car } U_k \in [0; 1] \text{ p.s.} \end{aligned}$$

Par ailleurs $S_k \leq S_{k+1} \leq S_k + 1$ p.s.

donc $\left. \begin{array}{l} \text{ou} \\ \end{array} \right\} \begin{array}{l} \lfloor S_k \rfloor = \lfloor S_{k+1} \rfloor \text{ et } \{S_k\} < \{S_{k+1}\} \\ \lfloor S_{k+1} \rfloor = \lfloor S_k \rfloor + 1 \text{ et } \{S_k\} > \{S_{k+1}\}. \end{array}$

La première partie de l'énoncé est prouvée.

Comme $\lfloor S_1 \rfloor = \lfloor U_1 \rfloor = 0$ p.s., on a

$$\lfloor S_n \rfloor = \sum_{k=1}^{n-1} (\lfloor S_{k+1} \rfloor - \lfloor S_k \rfloor) = \sum_{k=1}^{n-1} \mathbb{1}_{\lfloor U_{k+1} \rfloor < \lfloor U_k \rfloor} = D_n$$

d'après la 1^{ère} partie

$$\text{c. } \mathbb{P}\left(D_n \geq \frac{3n}{4}\right) = \mathbb{P}\left(S_n \geq \frac{3n}{4}\right) \leq \frac{\mathbb{E}\left(e^{\theta S_n}\right)}{e^{\frac{3\theta n}{4}}}$$

$$\text{or } \mathbb{E}\left(e^{\theta S_n}\right) = \mathbb{E}\left(e^{\theta V_i}\right)^n = \left(\int_0^1 e^{\theta v} dv\right)^n = \left(\frac{1}{\theta}(e^\theta - 1)\right)^n$$

$$\text{On a } \mathbb{P}\left(D_n \geq \frac{3n}{4}\right) \leq \left(\frac{\left(\frac{1}{\theta}(e^\theta - 1)\right)^n}{e^{\frac{3\theta}{4}}}\right)^n = \left(\frac{e-1}{e^{3/4}}\right)^n$$

pour $\theta=1$

Exercice 3:

1. Si $Y \in \mathcal{U}$ p.s. alors $e^{2i\pi k Y} = 1$ p.s. pour tout $k \in \mathbb{Z}$
i.e. $\varphi_Y(2\pi k) = 1 \quad \forall k \in \mathbb{Z}$

Comme par ailleurs $|\varphi_Y(t)| \leq 1$ (vrai pour toute v.a. Y)

$$\text{on a } \limsup_{t \rightarrow +\infty} |\varphi_Y(t)| = 1$$

Par contre si Y a une densité f continue

$$\varphi_Y(t) = \int_{\mathbb{R}} f(x) e^{itx} dx \rightarrow 0 \text{ quand } t \rightarrow +\infty$$

(thm de Riemann-Lebesgue)

$$\text{i.e. } \limsup_{t \rightarrow +\infty} |\varphi_Y(t)| = 0$$

2. Pour q donné il y a 2^{q-1} entier p impairs entre 1 et $2^q - 1$

$$\text{Donc } \sum_{\substack{p \text{ impair} \\ 1 \leq p \leq 2^q - 1}} P(X = \frac{p}{2^q}) = \frac{2^{q-1}}{2^q} = \frac{1}{2}$$

$$\text{et } \sum_{x \in \mathbb{D} \cap]0, 1[} P(X=x) = \sum_{q \geq 1} \left(\sum_{\substack{p \text{ impair} \\ 1 \leq p \leq 2^q - 1}} P(X = \frac{p}{2^q}) \right)$$
$$= \sum_{q \geq 1} \frac{1}{2^q} = 1$$

3. On sait que pour $t \neq 0$, $|\varphi_X(t)| = 1$ si et seulement si $X \in b + \frac{2\pi}{t} \mathbb{Z}$ p.s. (*)

Or l'ens. des valeurs de X est dense dans $[0, 1]$
donc (*) n'est vérifiée pour aucun $t \neq 0$

Conclusion $|\varphi_X(t)| < 1 \quad \forall t \neq 0$.

4. $\varphi_X(2^{q+1}\pi) = \mathbb{E}(e^{2\pi i \cdot (2^q X)})$

$$\text{or } 2^q X \in \mathcal{U} \text{ avec proba } \sum_{q' \leq q} \left(\sum_{\substack{p \text{ impair} \\ 1 \leq p \leq 2^{q'} - 1}} P(X = \frac{p}{2^{q'}}) \right) = \sum_{q' \leq q} \frac{1}{2^{q'}}$$
$$= 2 \cdot \left(\frac{1}{2} - \frac{1}{2^{q+1}} \right)$$
$$= 1 - 2^{-q}$$

$$\varphi_X(2^{q+1}\pi) = \underbrace{\mathbb{E}(e^{2\pi i(2^q X)} \mathbb{1}_{2^q X \in \mathbb{Z}})}_{\geq 1-2^{-q}} + \underbrace{\mathbb{E}(e^{2\pi i(2^q X)} \mathbb{1}_{2^q X \notin \mathbb{Z}})}_{1 \cdot \mathbb{P}(2^q X \notin \mathbb{Z}) \leq 2^{-q}}$$

Conclusion $|\varphi_X(2^{q+1}\pi) - 1| \leq 2 \cdot 2^{-q} = 2^{-q+1}$.

Cela implique $\limsup_{t \rightarrow \infty} |\varphi_X(t)| = 1$ (rappel $(\varphi_X(t))$ est t.r.s ≤ 1).

Exercice 4

1. Soit $f \in E$, $f_n \in \mathcal{C}$ et $f_n \rightarrow f$.

Soit $\varepsilon > 0$, $m := f(\varphi(f)) = \min_{x \in [0,1]} f(x)$

et $m' := \min_{x \in [0,1] \setminus [\varphi(f)-\varepsilon, \varphi(f)+\varepsilon]} f(x)$

Comme $f \in E$, $m' > m$.

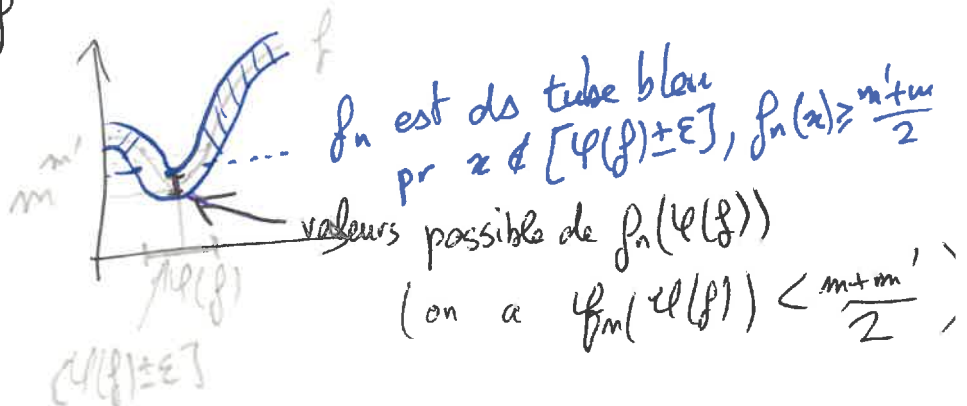
Pour n assez grand $\|f_n - f\| < \frac{m' - m}{2}$

Cela implique $f_n(\varphi(f)) < m + \left(\frac{m' - m}{2}\right) = \frac{m' + m}{2}$

$\forall x \notin [\varphi(f)-\varepsilon, \varphi(f)+\varepsilon] \quad f_n(x) > m' - \left(\frac{m' - m}{2}\right) = \frac{m' + m}{2}$

\rightarrow le minimum de f_n ne peut pas être atteint en dehors de $[\varphi(f)-\varepsilon, \varphi(f)+\varepsilon]$

Dessin explicatif



Conclusion: $|\varphi(f_n) - \varphi(f)| \leq \varepsilon$.

et φ est continue en f .

Prenons par contre $f \equiv 0$ et $f_n(x) = \frac{-x}{m}$ pour $x \in (0; 1]$

$f_n \rightarrow f$ dans \mathcal{C}

mais $\lim_{n \rightarrow \infty} \varphi(f_n) = 1 \neq \varphi(f) = 0$
 φ n'est pas continue sur \mathcal{C} .

2. On définit $W_n(t) = \frac{1}{\sqrt{n}} S_{nt}$ si nt entier
 et prolongée de manière affine entre ces points.

On a $K_n = n \circ \varphi(W_n)$

Thm de Donsker $W_n \rightarrow \sigma \cdot B$ en loi dans \mathcal{C} .

Comme $B \in E$ p.s., $\sigma B \in E$ p.s.
 et comme φ est continue en tout f de E ,
 on a $\varphi(W_n) \xrightarrow{\text{loi}} \varphi(\sigma \cdot B) = \varphi(B)$

Donc $\frac{K_n}{n} \xrightarrow{\text{loi}} \varphi(B)$

Notons que la limite est indépendante de la loi de X_1 !

3. $P(K_n = k) = \frac{\#\{(x_1, \dots, x_n) : \text{marche associée atteint son minimum en } k\}}{2^n}$

Décomposition de ces marches



$$= \frac{A_{k-1} \cdot A_{n-k}}{2^n}$$

$$4. A_{k-1} = \frac{(k-1)!}{\left(\frac{k-1}{2}\right)!^2} \underset{\substack{\approx \\ \uparrow \\ \text{Stirling}}}{\left(\frac{k-1}{2}\right)^{k-1}} \frac{\sqrt{2\pi k}}{\pi k} = 2^{k-1} \sqrt{\frac{2}{\pi k}}$$

De même, $A_{n-k} = 2^{n-k} \sqrt{\frac{2}{\pi(n-k)}}$

$$\text{D'où } P[\bar{K}_n = k] \sim \frac{1}{\pi} \sqrt{\frac{1}{k(n-k)}} \sim \frac{1}{n\pi} \frac{1}{\sqrt{x(1-x)}}$$

C'est un théorème local limite pour K_n .

Cela implique que $\frac{K_n}{n} \xrightarrow{\text{loi}} \text{Beta}$ ou Beta densité $\frac{1}{\pi} \frac{1}{\sqrt{x(1-x)}}$ sur $[0,1]$

Note: $\frac{K_n}{n} \rightarrow \text{Beta}$ est vraie pour toute marche aléatoire car on a montré en 2. que la limite ne dépend pas de la loi de X_1 .