

Processus stochastiques discrets
TD n° 3

Exercice 1: Soit $A_i = \{ \sigma(i) = i, \sigma(i+1) = i+1 \}$, $i \leq n-1$
 $X_n = \text{nb de paires de pts fixes consécutifs}$
 $= \sum_{i=1}^{n-1} \mathbb{1}[A_i]$

$$E(X_n) = \sum_{i=1}^{n-1} P[A_i] = \sum_{i=1}^{n-1} \frac{1}{n(n-1)} = \frac{1}{n} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$$

En utilisant la méthode du premier moment, on obtient $P[X_n = 0] \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 1$.

Exercice 2: Soit $A_i = \{ w_i = 0, w_{i+1} = 1 \}$
 $X_n = \sum_{i=1}^{n-1} \mathbb{1}[A_i]$

$$E(X_n) = \sum_{i=1}^{n-1} P[A_i] = \sum_{i=1}^{n-1} \frac{1}{4} = \frac{n-1}{4}$$

$$\text{Var}(X_n) = \sum_{1 \leq i, j \leq n-1} \text{Cov}[\mathbb{1}[A_i], \mathbb{1}[A_j]].$$

Or $\text{Cov}(\mathbb{1}[A_i], \mathbb{1}[A_j]) = 0$ si $|i-j| \geq 2$
 ↗ les événements correspondants sont indépendants

Si $|i-j| < 1$, $\text{Cov}(\mathbb{1}[A_i], \mathbb{1}[A_j]) \leq E[\mathbb{1}[A_i] \mathbb{1}[A_j]] \leq E[\mathbb{1}[A_i]] = \frac{1}{4}$

$$\Rightarrow \text{Var}(X_n) \leq \underbrace{3(n-1)}_{\substack{\text{nb termes} \\ \text{à cov} \neq 0}} \cdot \frac{1}{4}.$$

On note que $\text{Var}(X_n) = o(E(X_n)^2)$

Par l'inégalité de Bienaymé - Tchebychev, cela implique $\frac{X_n}{E(X_n)} \rightarrow 1$ en proba

$$\text{i.e. } \frac{X_n}{n} \rightarrow \frac{1}{4}.$$

Exercice 3: a. Supposons par l'absurde $P[X \leq \mu] = 0$ \star
 Alors $X - \mu \geq 0$ p.s. Mais $E[X - \mu] \leq 0$
 par hypothèse

$$\Rightarrow X - \mu = 0 \text{ p.s. i.e. } X = \mu \text{ p.s.}$$

\rightarrow contradiction avec (\star)

Conclusion: $P[X \leq \mu] > 0$.

b. Supposons $X \in \mathbb{N}$ p.s. et prenons $\mu \in]E(X), 1[$.

\uparrow non vide
par hypothèse

En utilisant a., on obtient $P[X \leq \mu] > 0$

Mais comme $X \in \mathbb{N}$ et $\mu \in]E(X), 1[\subseteq [0; 1[$

$$(X \leq \mu) \Leftrightarrow (X = 0)$$

Conclusion $P[X = 0] > 0$.

Exercice 4: $E \left[\left\| \sum_{i=1}^n X_i v_i \right\|^2 \right] = \sum_{1 \leq i, j \leq n} \langle v_i, v_j \rangle E[X_i X_j]$

$$= \begin{cases} 1 & \text{si } i=j \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$= \sum_{1 \leq i \leq n} \underbrace{\langle v_i, v_i \rangle}_{=1} = n$$

car v_i de norme 1

D'après l'exo 3, $P \left[\left\| \sum_{i=1}^n X_i v_i \right\|^2 \leq n \right] > 0$

Il existe donc $(\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n) \in \{\pm 1\}^n$ tq $\left\| \sum_{i=1}^n \varepsilon_i v_i \right\|^2 \leq n$
 i.e. tq $\left\| \sum \varepsilon_i v_i \right\| \leq \sqrt{n}$

Exercice 5 : $\sigma_m \in_m S_n$

1. Soit $A_i = \{ \sigma_n(i) = i \}$
 $X_n = \sum_{i=1}^n \mathbb{1}[A_i] = \# \text{ pts fixes de } \sigma_n.$

$$E(X_n) = \sum_{i=1}^n P(A_i) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} = 1.$$

$$E[X_n^2] = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n P(A_i \cap A_j) = \underbrace{n \cdot \frac{1}{n}}_{\text{contribution des } n \text{ termes où } i=j} + \underbrace{n \cdot (n-1) \cdot \frac{1}{n(n-1)}}_{\text{contribution des } n(n-1) \text{ termes avec } i \neq j} = 2$$

Donc $\text{Var}(X_n) = 2 - 1^2 = 1$. ~~n~~ n'est pas un $\sigma(E(X_n)^2)$.

→ la méthode du 2nd moment ne s'applique pas.

2. Si $t > -E(Y)$, on a ^{inclusion des événements car $E(Y) + u + t > 0$.}
 $P[Y \geq E(Y) + u] \leq P[(Y+t)^2 \geq (E(Y) + u + t)^2]$
 Markov $\leq \frac{E((Y+t)^2)}{(E(Y) + u + t)^2} = \frac{\sigma^2 + (t + E(Y))^2}{(E(Y) + t + u)^2}$

on pose $x := t + E(Y)$ et on cherche à minimiser $\frac{\sigma^2 + x^2}{(x+u)^2}$ pour $x > 0$. Une analyse de fonctions montre que le minimum est atteint pour $x = \frac{\sigma^2}{u}$ et vaut $\frac{\sigma^2}{u^2 + \sigma^2}$.

3. On applique la question précédente avec $u=1$, sachant que $\sigma^2=1$ (voir 1.)

$$P[X_n \geq 2] \leq \frac{1}{2}.$$