

Exercice I

I.1

$(X_n)_{n \geq 1}$ est une suite de variables aléatoires indépendantes, suivant toutes une loi de Poisson $\mathcal{P}(\lambda)$ ($\lambda > 0$).

$$S_n = X_1 + \dots + X_n.$$

Sait G_X la ~~variable aléatoire~~ fonction génératrice de la variable aléatoire X .

Puisque les X_i sont indépendantes, on a :

$$G_{S_n}(t) = G_{X_1}(t) \times \dots \times G_{X_n}(t) = (G_{X_1}(t))^n = (e^{\lambda(t-1)})^n = e^{n\lambda(t-1)}$$

S_n suit donc une loi de Poisson de paramètre $n\lambda$

$$\underline{S_n \sim \mathcal{P}(n\lambda)}$$

1) Sait $\varepsilon > 0$.

$$\forall t \in \mathbb{R} \quad e^{tS_n} > 0$$

$$\text{et } \forall t \in \mathbb{R}^{+*} \quad S_n > n(\lambda + \varepsilon) \Leftrightarrow e^{tS_n} > e^{nt(\lambda + \varepsilon)}$$

$$\underline{\mathbb{P}(S_n > n(\lambda + \varepsilon)) = \mathbb{P}(e^{tS_n} > e^{nt(\lambda + \varepsilon)})}$$

Or d'après l'inégalité de Markov, on a :

$$\mathbb{P}(e^{tS_n} > e^{nt(\lambda + \varepsilon)}) \leq \frac{E(e^{tS_n})}{e^{nt(\lambda + \varepsilon)}} = \frac{e^{-n\lambda} \sum_{p=0}^{+\infty} e^{tp} \frac{(n\lambda)^p}{p!}}{e^{nt(\lambda + \varepsilon)}}$$

$$\mathbb{P}(e^{tS_n} > e^{nt(\lambda + \varepsilon)}) \leq [e^{(\lambda(e^t - 1) - (\lambda + \varepsilon)t)}]^n = (e^{\varphi_\lambda(t)})^n$$

Or $\varphi_\lambda(0) = 0$ et $\varphi'_\lambda(0) = -\varepsilon < 0$. donc il existe $t > 0$ tel que $\varphi_\lambda(t) < 0$ (le t optimal est $\ln(1 + \frac{\varepsilon}{\lambda})$)
choisissons un tel t , posons $c = -\varphi_\lambda(t)$ et $k = 1$.

$$\text{on alors } \underline{\mathbb{P}(S_n > n(\lambda + \varepsilon)) \leq k(e^{-c})^n = ke^{-cn}}$$

2) De la même manière, en remplaçant e^{tS_n} par e^{-tS_n} , t dans \mathbb{R}^{*+} , on obtient

$$P(S_n < n(\lambda - \varepsilon)) = P(e^{-tS_n} > e^{-nt(\lambda - \varepsilon)}) \quad (\text{car } x \rightarrow e^{-tx} \text{ est décroissante})$$

$$P(S_n < n(\lambda - \varepsilon)) \leq \frac{E(e^{-tS_n})}{e^{-nt(\lambda - \varepsilon)}} = (e^{\psi_\lambda(t)})^n \text{ avec}$$

$$\psi_\lambda(t) = (e^{-t} - 1) + t(\lambda - \varepsilon)$$

en nouvelle fois $\psi_\lambda(0) = 0$ $\psi_\lambda'(0) = -\varepsilon < 0$, donc il existe $t > 0$ $\psi_\lambda(t) < 0$, posons $c_1 = -\psi_\lambda(t)$ (t optimal est ici $-\ln(1 - \frac{\varepsilon}{\lambda})$ (ou 1 si $\varepsilon \geq \lambda$))

On choisit $k_1 = 1$ et $P(S_n < n(\lambda - \varepsilon)) \leq (e^{-c_1})^n$.

Finalement, en choisissant $k = 2$ et $c_2 = \min(c, c_1)$ on aura $P(S_n - n\lambda > \varepsilon) \leq k(e^{-c_2})^n$.

3) Soit $\varepsilon > 0$ $A_n = \bigcup_{m \geq n} (|\frac{S_m}{m} - \lambda| > \varepsilon)$

Alors $A_{n+1} \subset A_n$ et $P(A_n) \leq \sum_{m=n}^{+\infty} P(|\frac{S_m}{m} - \lambda| > \varepsilon) \leq \frac{k(e^{-c_2})^n}{1 - c_2}$

$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{k(e^{-c_2})^n}{1 - c_2}$ et $(A_n)_{n \geq 1}$ est décroissante. Le théorème de

continuité décroissante permet d'affirmer. $P(\bigcap_{n \in \mathbb{N}^*} A_n) = 0$

C'est à dire $P(\bigcup_{n \in \mathbb{N}^*} \bar{A}_n) = 1$, soit

$$P\left(\bigcap_{n \in \mathbb{N}^*} \left(\exists m \geq n, \forall m \geq n, \left|\frac{S_m}{m} - \lambda\right| \leq \varepsilon\right)\right) = 1$$

On pose alors $B_p = \left(\exists n, \forall m \geq n, \left|\frac{S_m}{m} - \lambda\right| \leq \frac{1}{2^p}\right)$ pour p dans \mathbb{N}

On a $P(\bigcap_{p \in \mathbb{N}} B_p) = 1$. (car $P(\bar{B}_p) = 0$ donc $P(\bigcup_p \bar{B}_p) = 0$ donc $P(\bigcap_p B_p) = 1$).

Ce qui se traduit

$$P(B) = 1 \text{ au } B = \left\{ \omega, \forall p \exists n, \forall m \geq n, \left|\frac{S_m}{m} - \lambda\right| \leq \frac{1}{2^p} \right\}$$
$$B = \left\{ \omega, \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{S_n}{n} = \lambda \right\}$$