

Série 11)

1) le thm. central limite dit que

$$P(a < S_n^* < b) \approx \int_a^b \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx$$

Sont $S_n = \sum X_k$, X_k ayant même espérance et variance deux à deux.

E s'interprétant à $E[X_k] = \mu, \sqrt{\text{Var}(X)} = \sigma$

$$P(a < S_n < b) = P\left(\underbrace{\frac{a - n\mu}{\sqrt{n \cdot \text{Var}(X)}}}_{:= \alpha} < \frac{S_n - n\mu}{\sqrt{n \cdot \text{Var}(X)}} < \underbrace{\frac{b - n\mu}{\sqrt{n \cdot \text{Var}(X)}}}_{:= \beta}\right)$$

$$= P\left(\underbrace{\frac{\alpha \cdot \sqrt{n}}{\sigma}}_{:= c} < \frac{S_n - n\mu}{\sigma} < \underbrace{\frac{\beta \cdot \sqrt{n}}{\sigma}}_{:= d}\right)$$

$$= P\left(c < \frac{X_1 - \mu}{\sigma} + \frac{X_2 - \mu}{\sigma} + \dots + \frac{X_n - \mu}{\sigma} < d\right)$$

$$= P\left(c < \sum X_k^* < d\right), \text{ donc } \forall S_n, \text{ on peut}$$

se ramener à une somme des var. centrées réduites, ainsi, il suffit de montrer le cas.

4) $a \in \mathbb{C}, \theta \in \mathbb{R}$, on pose $h_n := \frac{e^{\frac{-i\theta}{n}}}{n}$

on a $\lim_{n \rightarrow \infty} h_n = 0$ et

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\overline{a + h_n} - \bar{a}}{h_n} &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\overline{h_n}}{h_n} = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{e^{\frac{i\theta}{n}}}{e^{\frac{-i\theta}{n}}} \\ &= e^{i\theta/2 + i\theta/2} = e^{i\theta}. \end{aligned}$$

5) Soit $a \in \mathbb{C}, h \in \mathbb{C}$

$$\lim_{h \rightarrow 0} \frac{(a+h)^2 - a^2}{h} = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{a^2 + 2ah + h^2 - a^2}{h}$$

$$= \lim_{h \rightarrow 0} 2a + h = 2a.$$

$$\lim_{h \rightarrow 0} \frac{e^{a+h} - e^a}{h} \stackrel{\text{hospital}}{=} \lim_{h \rightarrow 0} (a+h) \cdot e^{a+h} = e^a$$

3) X v.a. f_X l.g. $E[|X|] < \infty$, soit $t \in \mathbb{R}$

n a le thm. $(f_n)_{n \in \mathbb{N}}$ intégrables $\rightarrow f$.

Supposons qu'il $\exists g$ int. l.g. $|f_n(x)| < g(x) \forall n, x$.

$\Rightarrow f$ est intégrable et $\lim_{n \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} f_n(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx$

$$\lim_{t \rightarrow 0} \int_{-\infty}^{\infty} \left(\frac{e^{itx} - 1}{itx} - 1 \right) \cdot x \cdot e^{itx} f_X(x) dx \stackrel{(!)}{=} 0$$

$$\text{Et d'où, } \lim_{t \rightarrow 0} \left(\frac{e^{itx} - 1}{itx} - 1 \right) x \cdot e^{itx} f_X(x)$$

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{e^{\frac{itx}{n}} - 1}{\frac{itx}{n}} - 1 \right) \cdot x \cdot e^{itx} f_X(x)$$

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{e^{\frac{itx}{n}} - 1}{\frac{itx}{n}} \right) \cdot x \cdot e^{itx} f_X(x) - x \cdot e^{itx} f_X(x)$$

$$\text{On a via Hospital, } \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{e^{\frac{itx}{n}} - 1}{\frac{itx}{n}} = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{-\frac{ix}{n} e^{\frac{itx}{n}}}{-\frac{ix}{n^2}} = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{e^{\frac{itx}{n}}}{n} = 1.$$

$$\text{Donc on a } (f_n)_{n \in \mathbb{N}}, \text{ ou}$$

$$f_n := \left(\frac{e^{\frac{itx}{n}} - 1}{\frac{itx}{n}} \right) \cdot x \cdot e^{itx} f_X(x) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} f := x \cdot e^{itx} f_X(x)$$

Et avec le thm convergence

all a ge $\lim_{n \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} f_n(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx$

(=) $\lim_{n \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} \left(\frac{e^{\frac{ix}{n}} - 1}{\frac{ix}{n}} \right) x \cdot e^{itx} f(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} x e^{itx} f(x) dx$

(=) $\lim_{\delta \rightarrow 0} \int_{-\infty}^{\infty} \left(\frac{e^{i\delta x} - 1}{i\delta x} - 1 \right) x \cdot e^{itx} f(x) dx = 0.$