

Théorème central limite

• Bernis, *Analyse pour l'agrégation de mathématiques, 40 développements.* (207-215)

Lemme : Soit $n \in \mathbb{N}^*$. Soient $a, b \in \overline{D(0, 1)}$. Alors, $|a^n - b^n| \leq n|a - b|$.

Démonstration. $|a^n - b^n| = \left| (a - b) \sum_{k=0}^{n-1} a^{n-1-k} b^k \right| \leq |a - b| \sum_{k=0}^{n-1} \underbrace{|a^{n-1-k} b^k|}_{\leq 1} = n|a - b| \quad \square$

Théorème central limite : Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ une suite de variables aléatoires i.i.d. de moment d'ordre 2. Alors, $\frac{S_n - n\mathbb{E}[X_1]}{\sqrt{n\text{Var}(X_1)}} \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$.

Démonstration. Quitte à centrer et à réduire en remplaçant X_n par $Y_n = \frac{X_n - \mathbb{E}[X_1]}{\sqrt{\text{Var}(X_1)}}$.

On peut se ramener sans perte de généralité au cas où $\mathbb{E}[X_1] = 0$ et $\text{Var}(X_1) = 1$.

D'après le théorème de Lévy, il suffit de montrer que $\forall t \in \mathbb{R}, \varphi_{\frac{S_n}{\sqrt{n}}}(t) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} e^{-\frac{t^2}{2}}$.

Soit $n \in \mathbb{N}^*$. Soit $t \in \mathbb{R}$.

$$\begin{aligned} \varphi_{\frac{S_n}{\sqrt{n}}}(t) &= \mathbb{E} \left[\exp \left(it \frac{S_n}{\sqrt{n}} \right) \right] = \mathbb{E} \left[\exp \left(i \frac{t}{\sqrt{n}} \sum_{k=1}^n X_k \right) \right] \\ &= \mathbb{E} \left[\prod_{k=1}^n e^{it \frac{X_k}{\sqrt{n}}} \right] = \prod_{k=1}^n \mathbb{E} \left[e^{it \frac{X_k}{\sqrt{n}}} \right] \quad \text{car les } X_k \text{ sont indépendants} \\ &= \left(\mathbb{E} \left[e^{it \frac{X_1}{\sqrt{n}}} \right] \right)^n = \varphi_{X_1} \left(\frac{t}{\sqrt{n}} \right)^n \quad \text{car les } X_k \text{ ont même loi} \end{aligned}$$

Comme X_1 admet un moment d'ordre 2 alors φ_{X_1} est de classe \mathcal{C}^2 avec

$$\varphi'_{X_1}(0) = \mathbb{E}[iX_1] = 0 \quad \text{et} \quad \varphi''_{X_1}(0) = \mathbb{E}[-X_1^2] = -\text{Var}(X_1) = -1$$

Donc, φ_{X_1} admet un développement limité d'ordre 2 au voisinage de 0 de la forme

$$\varphi_{X_1}(h) = 1 - \frac{h^2}{2} + o_{h \rightarrow 0}(h^2) = 1 - \frac{h^2}{2} + h^2 \varepsilon(h) \quad \text{où } \varepsilon : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{C} \text{ et } \lim_{h \rightarrow 0} \varepsilon(h) = 0$$

Choisissons $N \in \mathbb{N}^*$ tel que $\forall n \geq N, \left| 1 - \frac{t^2}{2n} \right| \leq 1$. Comme $|\varphi_{X_1}(h)| = |\mathbb{E}[e^{ihX_1}]| \leq 1$ alors

$$\begin{aligned} \left| \varphi_{\frac{S_n}{\sqrt{n}}}(t) - \left(1 - \frac{t^2}{2n} \right)^n \right| &= \left| \varphi_{X_1} \left(\frac{t}{\sqrt{n}} \right)^n - \left(1 - \frac{t^2}{2n} \right)^n \right| \\ &\leq n \left| \varphi_{X_1} \left(\frac{t}{\sqrt{n}} \right) - \left(1 - \frac{t^2}{2n} \right) \right| \quad \text{par le lemme} \\ &= t^2 \left| \varepsilon \left(\frac{t}{\sqrt{n}} \right) \right| \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0 \end{aligned}$$

Or $\left(1 - \frac{t^2}{2n} \right)^n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} e^{-\frac{t^2}{2}} = \varphi_X(t)$ où $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$.

Par l'inégalité triangulaire, on trouve que $\forall t \in \mathbb{R}, \varphi_{\frac{S_n}{\sqrt{n}}}(t) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} \varphi_X(t)$.

Donc d'après le théorème de Lévy, on a $\frac{S_n}{\sqrt{n}} \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$. □

Application : Intervalle de confiance asymptotique

Soit (X_1, \dots, X_n) un échantillon de loi $\mathcal{B}(p)$ avec $p \in]0, 1[$. Soit $\alpha \in]0, 1[$.

Un intervalle de confiance asymptotique au niveau $1 - \alpha$ est

$$I_{1-\alpha} = \left[\bar{X}_n - q_\alpha \sqrt{\frac{\bar{X}_n(1 - \bar{X}_n)}{n}}, \bar{X}_n + q_\alpha \sqrt{\frac{\bar{X}_n(1 - \bar{X}_n)}{n}} \right]$$

Démonstration. Par la loi faible des grands nombres, $\bar{X}_n \xrightarrow{\mathbb{P}} p$ donc par continuité, $\sqrt{\bar{X}_n(1 - \bar{X}_n)} \xrightarrow{\mathbb{P}} \sqrt{p(1 - p)}$. De plus, par le TCL, $\frac{\sqrt{n}(\bar{X}_n - p)}{\sqrt{p(1 - p)}} \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$.

D'après le lemme de Slutsky (si $X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X$ et $Y_n \xrightarrow{\mathbb{P}} c$ alors $X_n Y_n \xrightarrow{\mathcal{L}} cX$)

$$Z_n = \frac{\sqrt{n}(\bar{X}_n - p)}{\sqrt{\bar{X}_n(1 - \bar{X}_n)}} = \frac{\sqrt{n}(\bar{X}_n - p)}{\sqrt{p(1 - p)}} \times \frac{\sqrt{p(1 - p)}}{\sqrt{\bar{X}_n(1 - \bar{X}_n)}} \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1) \sim Z$$

Par convergence en loi, $\forall t \in \mathbb{R}$, $F_{Z_n}(t) \rightarrow F_Z(t)$ donc $\mathbb{P}(Z_n \in [-t, t]) \rightarrow \mathbb{P}(Z \in [-t, t])$.

Posons $q_\alpha = F_Z^{-1}(1 - \frac{\alpha}{2})$ le quantile d'ordre $1 - \frac{\alpha}{2}$ de la $\mathcal{N}(0, 1)$. Donc,

$$\mathbb{P}(Z_n \in [-q_\alpha, q_\alpha]) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(Z \in [-q_\alpha, q_\alpha]) = 1 - \alpha$$

Or, $\mathbb{P}(Z_n \in [-q_\alpha, q_\alpha]) = \mathbb{P}\left(\bar{X}_n - q_\alpha \sqrt{\frac{\bar{X}_n(1 - \bar{X}_n)}{n}} \leq p \leq \bar{X}_n + q_\alpha \sqrt{\frac{\bar{X}_n(1 - \bar{X}_n)}{n}}\right)$. □