

Détermination d'un intervalle de confiance asymptotique :
application du théorème limite central

1. Notations et hypothèses

Soit X une variable aléatoire dont la loi est connue mais dont un paramètre est inconnu.

Soit un n -uplet (X_1, X_2, \dots, X_n) qui forme un n -échantillon de la loi de X . Ainsi, X_1, X_2, \dots, X_n sont des variables aléatoires définies sur le même espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) , mutuellement indépendantes et de même loi que X . Ce n -échantillon est constitué en vue d'estimer le paramètre inconnu de la loi de X .

Soit $E(X_1) = E(X_2) = \dots = E(X_n) = m$

Et $V(X_1) = V(X_2) = \dots = V(X_n) = \sigma^2$

Soit par ailleurs : $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n X_i$

Dès lors :

$$E(\bar{X}_n) = E\left(\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n m = \frac{1}{n} \cdot nm = m \text{ par linéarité de l'espérance.}$$

$$V(\bar{X}_n) = V\left(\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n V(X_i) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sigma^2 = \frac{1}{n^2} \cdot n\sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n}$$

L'hypothèse d'indépendance des n variables de l'échantillon a ainsi permis de transformer la variance de leur somme en somme des variances

2. Rappel du théorème limite central

$$\text{Soit } \bar{X}_n^* = \frac{\bar{X}_n - E(\bar{X}_n)}{\sqrt{V(\bar{X}_n)}}$$

$$\text{Dans ce cas : } \lim_{n \rightarrow \infty} P[a \leq \bar{X}_n^* \leq b] = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_a^b e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \varphi(b) - \varphi(a)$$

3. Définition d'un intervalle de confiance

On appelle un intervalle de confiance asymptotique de $g(\theta)$ au niveau de confiance $1 - \alpha$ une suite $([U_n, V_n])_{n \geq 1}$ vérifiant :

pour tout $\theta \in \Theta$, il existe une suite de réels (α_n) à valeurs dans $[0, 1]$, de limite α telle que $\forall n \geq 1$, $P_\theta(U_n \leq g(\theta) \leq V_n) \geq 1 - \alpha_n$

Par abus de langage, on dit que $[U_n, V_n]$ est un intervalle de confiance asymptotique

4. Existence et expression d'un unique réel positif t_0 tel que $P[-t_0 \leq X^* \leq t_0] = 1 - \alpha$

$$P[-t_0 \leq X^* \leq t_0] = 2 \cdot \varphi(t_0) - 1 = 1 - \alpha$$

$$\text{Dès lors : } 2 \cdot \varphi(t_0) = 2 - \alpha \text{ donc } \varphi(t_0) = 1 - \frac{\alpha}{2}$$

$$\text{Or } 0 < \alpha < 1 \text{ donc : } -1 < -\alpha < 0 \text{ et } 1 - \frac{1}{2} < 1 - \frac{\alpha}{2} < 1 \text{ soit } \frac{1}{2} < \varphi(t_0) < 1$$

La fonction de répartition de la loi normale centrée réduite, φ , est définie et continue sur \mathbb{R} .

On sait que $\varphi(0) = \frac{1}{2}$ et $\lim_{x \rightarrow +\infty} \varphi(x) = 1$. Dès lors, par théorème des valeurs intermédiaires, $\exists t_0 \in \mathbb{R}^+$, $\varphi(t_0) = 1 - \frac{\alpha}{2}$.

| | | | |
|--------------|---------------|------------------------|-----------|
| x | 0 | t_0 | $+\infty$ |
| $\varphi(x)$ | $\frac{1}{2}$ | $1 - \frac{\alpha}{2}$ | 1 |

Or φ est strictement monotone (croissante) donc, par théorème de la bijection, t_0 est unique.

$$\text{Et : } t_0 = \varphi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)$$

5. Application du théorème de la limite central

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} P[-t_0 \leq \overline{X}_n^* \leq t_0] &= 2\varphi(t_0) - 1 \\ &= 2\varphi\left[\varphi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)\right] - 1 = 2\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) - 1 \\ &= 1 - \alpha \end{aligned}$$

Ainsi :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left[-t_0 \leq \frac{\overline{X}_n - E(\overline{X}_n)}{\sqrt{V(\overline{X}_n)}} \leq t_0\right] = 1 - \alpha$$

En remplaçant l'espérance et la variance et de \overline{X}_n par leurs valeurs respectives déterminées dans la première partie de cette fiche :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left[-t_0 \leq \frac{\overline{X}_n - m}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq t_0\right] = 1 - \alpha$$

Donc :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left[-t_0 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \overline{X}_n - m \leq t_0 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right] = 1 - \alpha$$

Et finalement :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left[\bar{X}_n - t_0 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq m \leq \bar{X}_n + t_0 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right] = 1 - \alpha$$

$$\text{avec } t_0 = \varphi^{-1} \left(1 - \frac{\alpha}{2} \right)$$

Conclusion :

$\left[\bar{X}_n - t_0 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} ; \bar{X}_n + t_0 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right]$ est un intervalle de confiance asymptotique pour m au niveau de confiance $1 - \alpha$