

Fin expo 2 (TD3)

asymptotique

On avait construit un IC \forall pour θ de niveau $1-\alpha$:

$$IC_{1-\alpha} = \left[\hat{\theta}_m - q_{1-\alpha/2} \frac{\hat{\theta}_m^{3/2}}{\sqrt{m}} ; \hat{\theta}_m + q_{1-\alpha/2} \frac{\hat{\theta}_m^{3/2}}{\sqrt{m}} \right]$$

6) IC asymptotique de niveau $1-\alpha$ pour p :

On utilise $\theta = \frac{1}{p^2}$.

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} IP \left(\hat{\theta}_m - q_{1-\alpha/2} \frac{\hat{\theta}_m^{3/2}}{\sqrt{m}} \leq \theta \leq \hat{\theta}_m + q_{1-\alpha/2} \frac{\hat{\theta}_m^{3/2}}{\sqrt{m}} \right) = 1-\alpha$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} IP \left(\text{---} \leq \frac{1}{p^2} \leq \text{---} \right) = 1-\alpha$$

ne dépend pas de θ

IC asym pour p :
 on cherche \hat{A}_m, \hat{B}_m connus
 $\lim_{m \rightarrow +\infty} IP(p \in [\hat{A}_m, \hat{B}_m]) = 1-\alpha$

$$\hat{\Theta}_m \mp \frac{q_{1-\alpha/2} \hat{\Theta}_m^{3/2}}{\sqrt{m}} > 0 \text{ p.s. (on admet ce résultat)}$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P} \left(\frac{1}{\hat{\Theta}_n + \frac{q_{1-\alpha/2} \hat{\Theta}_n^{3/2}}{\sqrt{n}}} \leq p \leq \frac{1}{\hat{\Theta}_n - \frac{q_{1-\alpha/2} \hat{\Theta}_n^{3/2}}{\sqrt{n}}} \right) = 1 - \alpha$$

$$\Leftrightarrow \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P} \left(\frac{1}{\sqrt{\hat{\Theta}_n + \frac{q_{1-\alpha/2} \hat{\Theta}_n^{3/2}}{\sqrt{n}}}} \leq p \leq \frac{1}{\sqrt{\hat{\Theta}_n - \frac{q_{1-\alpha/2} \hat{\Theta}_n^{3/2}}{\sqrt{n}}}} \right) = 1 - \alpha$$

\cup_m IC asym. de niveau $1 - \alpha$ pour p .

$$IC_{1-\alpha, p} = \left[\frac{1}{\sqrt{\hat{\Theta}_m + \frac{q_{1-\alpha/2} \hat{\Theta}_m^{3/2}}{\sqrt{m}}}}, \frac{1}{\sqrt{\hat{\Theta}_m - \frac{q_{1-\alpha/2} \hat{\Theta}_m^{3/2}}{\sqrt{m}}}} \right]$$

$$7) \cdot \theta = \frac{1}{\rho^2} \cdot \Leftrightarrow \rho = \frac{1}{\sqrt{\theta}}$$

On peut proposer $\hat{\rho}_m = \frac{1}{\sqrt{\hat{\theta}_m}}$ pour estimer ρ .

• Forte consistance

$$\text{On a : } \hat{\theta}_m \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{p.s.} \theta = \frac{1}{\rho^2} \cdot (\text{la question 1})$$

$$\text{Pour } g: x \mapsto \frac{1}{\sqrt{x}} \quad \left(\begin{array}{l} g\left(\frac{1}{\rho^2}\right) = \rho \\ g\left(\hat{\theta}_m\right) = \frac{1}{\sqrt{\hat{\theta}_m}} \end{array} \right)$$

continue en $\frac{1}{\rho^2} > 0$.

on applique le théorème de continuité

$$g(\hat{\theta}_m) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{p.s.} g(\theta) = \rho\left(\frac{1}{\rho^2}\right)$$

$$\frac{1}{\sqrt{\hat{\theta}_m}} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{p.s.} \rho$$

8) On utilise la 4) qui donne :

Fonction considérée	LGN	Ta de cont
Normalité asymptotique	TCL	Δ méthode
	$\hat{\theta}_m$	$g(\hat{\theta}_m)$

$$\sqrt{m}(\hat{\theta}_m - \theta) \xrightarrow{m \rightarrow +\infty} \mathcal{N}\left(0, \theta^3\right)$$

$$\mathcal{N}\left(0, \frac{1}{p^6}\right)$$

• Avec $g: x \mapsto \frac{1}{\sqrt{x}} = x^{-1/2}$ continue en $\frac{1}{p^2} > 0$, on peut appliquer

$$g'(x) = \frac{-1}{2x^{3/2}}$$

la Δ méthode qui donne :

$$\sqrt{m}(g(\hat{\theta}_m) - g(\theta)) \xrightarrow{m \rightarrow +\infty} \mathcal{N}\left(0, g'\left(\frac{1}{p^2}\right)^2 \frac{1}{p^6}\right)$$

$$\sqrt{m}\left(\frac{1}{\sqrt{\hat{\theta}_m}} - \theta\right) \xrightarrow{m \rightarrow +\infty} \mathcal{N}\left(0, \frac{1}{4}\right) \quad \downarrow \quad g'\left(\frac{1}{p^2}\right) = -\frac{1}{2}p^3$$

$$\left(\begin{array}{l} g(x) = x^{-1/2} \\ g'(x) = -\frac{1}{2}x^{-3/2} \end{array} \right)$$

$$g) \cdot \sqrt{n} (\hat{p}_n - p) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{L} \mathcal{N}\left(0, \frac{1}{4}\right)$$

• On veut un IC asympt. de niveau $1-\alpha$ pour p

On veut trouver \hat{A}_n, \hat{B}_n , (qui ne dépendent pas de p)

$$\text{tq } \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(\hat{A}_n \leq p \leq \hat{B}_n) = 1 - \alpha$$

$$\cdot \sqrt{n} (\hat{p}_n - p) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{L} \frac{1}{\sqrt{4}} \mathcal{N}(0, 1)$$

$$\boxed{2\sqrt{n} (\hat{p}_n - p) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{L} \mathcal{N}(0, 1)}$$

Cela implique:

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(-z_{1-\alpha/2} \leq 2\sqrt{n} (\hat{p}_n - p) \leq z_{1-\alpha/2}) = 1 - \alpha,$$

avec $z_{1-\alpha/2}$ le quantile d'ordre $1-\alpha/2$ de $\mathcal{N}(0, 1)$.

==

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(-\frac{q_{1-\alpha/2}}{2\sqrt{m}} \leq \hat{p}_m - p \leq \frac{q_{1-\alpha/2}}{2\sqrt{m}}\right) = 1 - \alpha$$

$$\Leftrightarrow \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(-\frac{q_{1-\alpha/2}}{2\sqrt{m}} - \hat{p}_m \leq -p \leq \frac{q_{1-\alpha/2}}{2\sqrt{m}} - \hat{p}_m\right) = 1 - \alpha$$

$$\Leftrightarrow \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(\hat{p}_m - \frac{q_{1-\alpha/2}}{2\sqrt{m}} \leq p \leq \hat{p}_m + \frac{q_{1-\alpha/2}}{2\sqrt{m}}\right) = 1 - \alpha.$$

$$IC_{1-\alpha, p}^2 = \left[\hat{p}_m \pm \frac{q_{1-\alpha/2}}{2\sqrt{m}} \right]$$

Exo 1

Données → poids des œufs (en g) - ($n = 36$ œufs)

↳ $X_1, \dots, X_m \sim \mathcal{CP}(\mu, \sigma^2)$ - (Hyp. stat que l'on fait)

1. Avec l'histogramme, est-ce que l'hypothèse gaussienne a du sens ?

- symétrique ? L'histogramme ne semble pas sym.



- 1 mode



↳ 2 modes

⇒ l'hypothèse gaussienne est difficile à vérifier, mais on n'a pas de données et donc l'hypothèse gaussienne est un bon premier choix.

2)

Estimation de la moyenne

↳ On prend la moyenne empirique :

$$m = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad \leftarrow \text{poids des seuls}$$

A.N. (appli num.) → à la calculatrice
→ Python, R, ...

$$m = \frac{1}{36} (50,34 + 52,52 + \dots + 63,15)$$

$$m = \underline{55,08}$$

↳ On prend la variance empirique (non biaisée)

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - m)^2$$

A.N. (appli num.)

$$s^2 \approx 7$$

• variance emp.

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$$

• μ inconnue → on le remplace par m

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - m)^2$$

(biaisé)

3) IC de niveau 95% pour le paramètre μ

On a vu en cours :

on note $\bar{X}_m = \bar{x}$ la moyenne empirique

$= \mu$

$$\frac{\sqrt{m} (\bar{X}_m - \mu)}{S} \sim T_{m-1}$$

loi de Student de degré $m-1$.

(la prochaine fois)
plus de détails ↓

$$\left(\begin{array}{l} \frac{\sqrt{m} (\bar{X}_m - \mu)}{S} \sim \mathcal{N}(0, 1) \\ \frac{S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2 \end{array} \right) \approx \text{Student}$$

$$IP \left(-t_{1-\alpha/2} \leq \frac{\sqrt{m} (\bar{X}_m - \mu)}{S} \leq t_{1-\alpha/2} \right) = 1 - \alpha$$

$t_{1-\alpha/2}$ le quantile d'ordre $1 - \alpha/2$ de la loi Student (symétrique)

$$IP\left(-t_{1-\alpha/2} S \leq \sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu) \leq t_{1-\alpha/2} S\right) = 1 - \alpha$$

$$\Leftrightarrow IP\left(-t_{1-\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}} - \bar{X}_n \leq -\mu \leq t_{1-\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}} - \bar{X}_n\right) = 1 - \alpha$$

$$\Leftrightarrow IP\left(\bar{X}_n - t_{1-\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X}_n + t_{1-\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha$$

= 0,95

$$Um IC_p = \left[\bar{X}_n - t_{1-\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}} ; \bar{X}_n + t_{1-\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}} \right]$$

AN : $[54,15 ; 56,01]$ | $\begin{array}{c} t_{1-\alpha/2} \\ || \\ 2,030 \end{array}$

la de Student
de degré 35
(n-1)
 $\alpha = 0,05$
car on veut
un ic de
niveau 95%

$$IP(\sigma^2 \in [A_m, B_m]) = 1 - \alpha$$

$$\alpha = 0,05$$

4) IC de niveau 95% pour la variance σ^2

D'après le cours (on reviendra dessus dans la suite des TDs)

$$\left[(m-1) \frac{S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{m-1}^2 \leftarrow \text{loi du } \chi^2 \text{ de degré } m-1 \right.$$

Cela implique

$$IP \left(k_{m-1, \alpha/2} \leq (m-1) \frac{S^2}{\sigma^2} \leq k_{m-1, 1-\alpha/2} \right) = 1 - \alpha$$

avec $k_{m-1, \alpha/2}$ le quantile, d'une loi de χ^2 de degré $m-1$, d'ordre $\alpha/2$

$$\text{donc } IP \left(\frac{k_{m-1, \alpha/2}}{(m-1) S^2} \leq \frac{1}{\sigma^2} \leq \frac{k_{m-1, 1-\alpha/2}}{(m-1) S^2} \right) = 1 - \alpha$$

$$X \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

$$\hookrightarrow \mathbb{P}(-q_{1-\alpha/2} \leq X \leq q_{1-\alpha/2}) = 1-\alpha$$

car Loi symétrique.

$$\left[\begin{array}{l} X \sim \mathcal{L}_g. \quad \mathcal{L}_g \text{ loi (exp., } X^2, \mathcal{N}, \text{ Student, ...)} \\ \hookrightarrow \mathbb{P}(l_{\alpha/2} \leq X \leq l_{1-\alpha/2}) = 1-\alpha \\ l_k \text{ quantile d'ordre } k \text{ de la loi } \mathcal{L}_g. \end{array} \right.$$

$$\text{Si } \mathcal{L}_g \text{ est sym.}, \quad \underline{l_{\alpha/2} = -l_{1-\alpha/2}}$$

$$F(l_k) = k \quad \text{où } F \text{ f.c.d. de } \mathcal{L}_g$$

Lois symétriques

non symétriques

• \mathcal{N}

• T (Student)

• χ^2

et finalement on obtient :

$$P\left(\frac{(n-1)S^2}{k_{n-1, 1-\alpha/2}} \leq \sigma^2 \leq \frac{(n-1)S^2}{k_{n-1, \alpha/2}}\right)$$

$$\text{Donc } \text{IC}_{1-\alpha, \sigma^2} = \left[\frac{(n-1)S^2}{k_{n-1, 1-\alpha/2}} ; \frac{(n-1)S^2}{k_{n-1, \alpha/2}} \right]$$

AN : $k_{n-1, 1-\alpha/2} = k_{35; 0,975}$

$$k_{n-1, \alpha/2} = k_{35; 0,025}$$

$$\text{IC}_{1-\alpha, \sigma^2} = [4,36 ; 12,83]$$

5) Niveau de confiance intervalle centré en m
et de demi-longueur 0,76 ?



• On avait trouvé un IC pour μ (centré en m) :

$$\text{IC}_{1-\alpha, \mu} = \left[m - \frac{2 t_{1-\alpha/2} S}{\sqrt{n}} ; m + \frac{2 t_{1-\alpha/2} S}{\sqrt{n}} \right]$$

La longueur de cet intervalle est

$$m + \frac{2 t_{1-\alpha/2} S}{\sqrt{n}} - \left(m - \frac{2 t_{1-\alpha/2} S}{\sqrt{n}} \right) = \frac{4 t_{1-\alpha/2} S}{\sqrt{n}}$$

On cherche donc α tq $\frac{2 t_{1-\alpha/2} S}{\sqrt{n}} = 0,76$.

$$2 \frac{t_{1-\alpha/2} s}{\sqrt{n}} = 0,76 \Leftrightarrow t_{1-\alpha/2} = \frac{0,76 \sqrt{n}}{2s}$$

$$\Leftrightarrow 1 - \alpha/2 = F\left(\frac{0,76 \sqrt{n}}{2s}\right)$$

ICI on
utilise la
definition de
quantile

$$F^{-1}(1 - \alpha/2) = t_{1-\alpha/2}$$

où F est la fdr
d'une loi de
Student de
degré $n-1$

$$\Leftrightarrow \alpha = 2 \left(1 - F\left(\frac{0,76 \sqrt{n}}{2s}\right) \right)$$

AN : $\alpha = 0,68$