

$$\text{D'où } IC_{95\%}(\mu) = \left[\hat{\mu} - t \frac{\sigma}{\sqrt{n}} ; \hat{\mu} + t \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right] \\ = [11.15 ; 12.85].$$

c) Dans le premier cas, seul μ / t changent.

- $90\% < 95\%$, on est plus restrictif, l'intervalle de confiance est moins large.

- $99\% > 95\%$, on est moins restrictif, l'intervalle de confiance est plus large.

(On peut visualiser que $IC_{100\%}(\mu) = \mathbb{R}$).

Dans le second cas, on change n , et donc aussi μ / t . (les ddl des lois changent.)

avec plus de données, on est plus précis : l'intervalle est moins large.

5. Intervalle de confiance pour σ^2 .

a) On a: $n \frac{s^2}{\sigma^2} \sim \chi_n^2$.

Notons $u_{97.5}$ le quantile d'ordre $1 - \frac{\alpha}{2}$ de la loi χ_{10}^2 ; et $u_{2.5}$ le quantile d'ordre $\frac{\alpha}{2}$ de cette même loi.

$$P(u_{2.5} \leq n \frac{s^2}{\sigma^2} \leq u_{97.5}) = 95\%.$$

Donc :

$$P\left(\frac{1}{n u_{2.5}} > \frac{\sigma^2}{S^2} > \frac{1}{n u_{97.5}}\right) = 95\%.$$

$$\text{Et } IC_{95}(\sigma^2) = \left[\frac{\sigma^2}{n u_{97.5}} ; \frac{\sigma^2}{n u_{2.5}} \right] \\ = [0.611 ; 3.858]$$

b) On procéde de la même façon pour μ inconnu, en utilisant la seconde formule et les quantiles de la loi χ^2_{n-1} . On obtient :

$$IC_{95}(\sigma^2) = \left[\frac{\sigma^2}{(n-1) u_{97.5}} ; \frac{\sigma^2}{(n-1) u_{2.5}} \right] \\ = [0.658 ; 4.638].$$

Exercice 2.

1. X = v.a. représentant le nb de tomates de diamètre inférieur à s .

$X \sim B(n, p)$ (répétition de n épreuves de Bernoulli indépendantes)

Le succès est défini comme "diamètre < s ".

On sait que $E(X) = np$, par la méthode des moments, on peut proposer $\hat{p} = \frac{\bar{X}}{n} = \frac{X}{n}$

car il n'y a pas de répétition.

On peut aussi dire que $X = \sum_{i=1}^n Y_i$ avec $Y_i \sim \mathcal{B}(p)$,
 Y_i iid. Dans ce cas, $E(Y_i) = p$, et $\hat{p} = \bar{Y} = \frac{1}{n} \sum Y_i$,
ce qui revient à $\hat{p} = \frac{X}{n}$.

Pour obtenir une loi pour \hat{p} , on utilise le TLC:
(appliqué sur les Y_i):

$$\frac{X - np}{\sqrt{p(1-p)} \sqrt{n}} \sim \mathcal{N}(0,1). \quad n \rightarrow \infty.$$

$$\Rightarrow \frac{n\hat{p} - np}{\sqrt{n} \sqrt{p(1-p)}} \sim \mathcal{N}(0,1).$$

$$\Rightarrow \sqrt{n} \frac{\hat{p} - p}{\sqrt{p(1-p)}} \sim \mathcal{N}(0,1) \quad n \rightarrow \infty.$$

2. On considère que $\sqrt{p(1-p)} \approx \sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})}$.

On note μ le quantile d'ordre $1 - \frac{\alpha}{2}$ de la
loi $\mathcal{N}(0,1)$. Alors :

$$P(-\mu \leq \sqrt{n} \frac{\hat{p} - p}{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})}} \leq \mu) = 1 - \frac{\alpha}{2}.$$

$$\Rightarrow IC_{1-\alpha}(p) = \left[\hat{p} \pm \mu \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}} \right]$$

3. $p \in [0, 1]$.

On note $f: [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}^+$

$$p \rightarrow p(1-p) = p - p^2.$$

f est un polynôme d'ordre 2, dont les racines sont 1 et 0. Son premier terme est négatif, donc le maximum de f est atteint entre 0 et 1.

$$f'(p) = 1 - 2p = 0 \Leftrightarrow p = \frac{1}{2}.$$

$$f\left(\frac{1}{2}\right) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{4} \text{ est le maximum de } f.$$

On prend $\alpha = 0.05$. Alors $n = 1.96 \approx 2$.

$$\hat{p}(1-\hat{p}) \leq \frac{1}{4} \Rightarrow \sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})} \leq \frac{1}{2}.$$

Et donc $IC_{1-\alpha}(p) \approx \left[\hat{p} - \sqrt{\frac{1}{n}}, \hat{p} + \sqrt{\frac{1}{n}}\right]$.

fonctionne pour $p \approx 1/2$.

4. $n = 100$, $x = 20$. $\hat{p} = 0.2$.

a) $IC(p) = [0.12; 0.28]$.

b) $IC(p) = [0.1; 0.3]$.

$n = 100$, $x = 50$, $\hat{p} = 0.5$.

a) $IC(p) = [0.40; 0.60]$.

b) $IC(p) = [0.4, 0.6]$

5. La méthode exacte n'utilise pas l'approximation précédente. Les intervalles exacts sont très proche (10^{-3}) de ceux obtenus avec approximation.

6. La méthode de la q. 2) se base sur le TLC, elle donne de bons résultats si n est grand.

La méthode de la q. 3) nécessite en plus d'avoir $p \approx 0.5$. Par ailleurs, elle ne vaut que pour $\alpha = 0.05$.