

# 10 Tests de Conformité

jeudi 1 décembre 2022

## 1. Contexte des tests de conformité

$$-1- \begin{cases} X \sim N(\mu, \sigma^2), \text{ avec } \begin{cases} \sigma^2 \text{ connu (chap08)} \\ \sigma \text{ inconnue (section 2)} \end{cases} \\ X \sim \text{loi quelconque (section 6)} \begin{cases} E(X) = \mu, \begin{cases} \sigma^2 \text{ connu} \\ \sigma \text{ inconnue} \end{cases} \\ m = \text{médiane de } X \end{cases} \end{cases}$$

## 2. $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , test sur $\mu$

### -1- Test de Student (test sur $\mu$ avec $\sigma^2$ inconnu)

#### 1- Test du rapport de vraisemblance (RV)

$$1> \Lambda(x_i) = \frac{L(\hat{\mu}_0, \sigma^2; x_i)}{L(\mu, \sigma^2; x_i)}$$

#### 2> Numérateur

$$a) L(\hat{\mu}_0, \sigma^2; x_i) = L(\hat{\mu}_0, \sigma_0^2; x_i), \hat{\mu}_0 = \mu_0, \hat{\sigma}_0^2 = \frac{1}{n} \sum (X_i - \mu_0)^2$$

#### 3> Dénominateur quand $\bar{X} > \mu_0$

$$a) L(\mu, \sigma^2; x_i) = L(\bar{X}, s^2; x_i)$$

$$b) \Lambda(x_i) = \frac{L(\hat{\mu}_0, \sigma^2; x_i)}{L(\bar{X}, s^2; x_i)}$$

#### 4> Dénominateur quand $\bar{X} < \mu_0$

$$a) L(\mu, \sigma^2; x_i) = L(\mu_0, \sigma_0^2; x_i)$$

$$b) \Lambda(x_i) = 1$$

$$2- W = \{\Lambda(x_i) < c\} \cap \{\bar{X} < \mu_0\}$$

$$1> \Lambda(x_i) = \left( \frac{1}{1 + \frac{T^2}{n-1}} \right)^{\frac{n}{2}}, T = \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{S^*} \sim T_{n-1}, \text{ décroissante}$$

## 3. RC du test du Student

### -1- Test unilatéral : $H_0 = \{\mu = \mu_0\}$ contre $H_1 = \{\mu < \mu_0\}$

$$1- W = \{t^2 > k^2\} \cap \{\bar{x} < \mu_0\} \Rightarrow W = \{t < -t_{n-1; 1-\alpha^*}\}$$

### -2- Test unilatéral : $H_0 = \{\mu = \mu_0\}$ contre $H_1 = \{\mu > \mu_0\}$

$$1- W = \{t > t_{n-1; 1-\alpha^*}\}$$

### -3- Test bilatéral : $H_0 = \{\mu = \mu_0\}$ contre $H_1 = \{\mu \neq \mu_0\}$

$$1- W = \left\{ |t| > t_{n-1; 1-\frac{\alpha^*}{2}} \right\}$$

## 4. Puissance du test de Student

-1- La fonction puissance

$$1 - \pi_{\mu}(W) = \begin{cases} P_{\mu}(T < t_{n-1;1-\alpha^*}), H_1: \mu < \mu_0 \\ P(T > t_{n-1;1-\alpha^*}), H_1: \mu > \mu_0 \\ 2P(T < t_{n-1;1-\frac{\alpha^*}{2}}), H_1: \mu \neq \mu_0 \end{cases}$$

$$I > \text{Paramètre de décentrage égal à } \delta = \frac{\sqrt{n}(\mu - \mu_0)}{\sigma}$$

5. Lien entre IC et RC

-1-  $H_0 = \{\mu = \mu_0\}$  contre  $H_1 = \{\mu \neq \mu_0\}$

-2-  $IC_{1-\alpha^*}(\mu) = \bar{x} \pm \frac{t_{n-1;1-\alpha^*}}{\frac{2S^*}{\sqrt{n}}} \Leftarrow P_{\mu} \left( \left| \frac{(\bar{X} - \mu)}{\frac{S^*}{\sqrt{n}}} \right| \leq t_{n-1;1-\frac{\alpha^*}{2}} \right) = 1 - \alpha^*$

-3-  $W_{\mu_0, \alpha^*} = \left\{ (x_i) \mid \left| \frac{\bar{x} - \mu_0}{\frac{S^*}{\sqrt{n}}} \right| > t_{n-1;1-\frac{\alpha^*}{2}} \right\} \Leftarrow P_{\mu} \left( \left| \frac{(\bar{X} - \mu_0)}{\frac{S^*}{\sqrt{n}}} \right| > t_{n-1;1-\frac{\alpha^*}{2}} \right) = \alpha^*$

-4-  $\mu_0 \in IC(\mu) \Leftrightarrow (x_i) \notin W_{\mu_0, \alpha^*}$

-5- Test de Student dans le modèle de régression linéaire Gaussien

1- Modélisation

$$I > Y = a + bx + \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$$

6.  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , test sur  $\sigma^2$

-1-  $\frac{(n-1)S^{*2}}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$

-2-  $IC_{1-\alpha^*} = \left[ \frac{(n-1)S^{*2}}{\chi_{n-1;1-\frac{\alpha^*}{2}}^2}, \frac{(n-1)S^{*2}}{\chi_{n-1;\frac{\alpha^*}{2}}^2} \right]$

-3-  $H_0 = \{\sigma^2 = \sigma_0^2\}$  contre  $H_1 = \{\sigma^2 \neq \sigma_0^2\}$

1-  $W = \left\{ \frac{(n-1)S^{*2}}{\sigma_0^2} < \chi_{n-1;\frac{\alpha^*}{2}}^2 \right\} \cup \left\{ \frac{(n-1)S^{*2}}{\sigma_0^2} > \chi_{n-1;1-\frac{\alpha^*}{2}}^2 \right\}$

-4-  $H_0 = \{\sigma^2 = \sigma_0^2\}$  contre  $H_1 = \{\sigma^2 > \sigma_0^2\}$

1-  $W = \left\{ \frac{(n-1)S^{*2}}{\sigma_0^2} > \chi_{n-1;1-\alpha^*}^2 \right\}$

-5-  $H_0 = \{\sigma^2 = \sigma_0^2\}$  contre  $H_1 = \{\sigma^2 < \sigma_0^2\}$

1-  $W = \left\{ \frac{(n-1)S^{*2}}{\sigma_0^2} < \chi_{n-1;\alpha^*}^2 \right\}$

7.  $Y \sim B(n, p)$ , test sur  $p$

-1- Loi:  $\begin{cases} \text{exacte, } Y \sim B(n, p_0) \\ \text{approchée, } Y \sim_{app} N(np_0, np_0(1-p_0)), \text{ tq } np_0 > 5, n(1-p_0) > 5 \end{cases}$

-2-  $H_0 = \{p = p_0\}$ , contre  $H_1 = \{p > p_0\}$

1-  $W = \{y > c\}, \begin{cases} \text{exacte, } P_{p_0}(Y > c) = \alpha^* \\ \text{approché, } c \approx np_0 - 0.5 + u_{1-\alpha^*} \sqrt{np_0(1-p_0)} \end{cases}$

$$2- \text{ degré de signification } \hat{\alpha} = \begin{cases} \text{exacte, } P_{p_0}(Y \geq y) \\ \text{approché, } \approx 1 - \phi\left(\frac{y - np_0 - 0.5}{\sqrt{np_0(1-p_0)}}\right) \end{cases}$$

$$-3- H_0 = \{p = p_0\}, \text{ contre } H_1 = \{p > p_0\}$$

$$1- W = \{|y - np_0| > c\}, \begin{cases} \text{exacte, } P_{p_0}(Y > np_0 - c) = P_{p_0}(Y > np_0 - c) = \frac{\alpha^*}{2} \\ \text{approché, } c \approx np_0 - 0.5 + u_{1-\alpha^*} \sqrt{np_0(1-p_0)} \end{cases}$$

$$2- \text{ degré de signification } \hat{\alpha} = \begin{cases} \text{exacte, } P_{p_0}(|Y - np_0| \geq |y - np_0|) \\ \text{approché, } \approx 2\phi\left(\frac{-|y - np_0| + 0.5}{\sqrt{np_0(1-p_0)}}\right) \end{cases}$$

## 8. Non Gaussien, test sur 1 tendance centrale

-1- Test sur l'espérance

$$1- \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{\sigma} \sim N(0,1)$$

-2- Test du signe

1-  $X_i \sim^{iid} X$  de loi  $F_X$  inconnue,  $X_i$  continue

2- La médiane  $m$  de la loi de  $X$ , tq  $F_X(m) = \frac{1}{2}$

3- On pose  $Z = \sum 1_{X_i < m_0} \Rightarrow Z \sim B(n, p), p = P(X \leq m_0)$

4-  $H_0 = \{m = m_0\}$  contre  $H_1 = \{m < m_0\} \Leftrightarrow H_0 = \left\{p = \frac{1}{2}\right\}$  contre  $H_1 = \left\{p > \frac{1}{2}\right\}$