11 Test d'homogénéité

vendredi 9 décembre 2022

1. Objectif de test d'homogénéité 同质性

- -1 Valider l'homogénéité des deux échantillons
 - 1 Espérance, médiane
 - 2- Variance
 - 3- Probabilité de succès
 - 4- Loi

2. Deux type d'échantillons

- -1 Échantillons indépendants
 - 1 Homogénéité des espérance
 - 2- Homogénéité des variances
 - 3- Homogénéité des proportions
 - 4- Homogénéité des lois
- -2- Échantillons appariés 配对 (X_i, Y_i)

3. Échantillons indépendants

-1- Homogénéité des espérance

1 - Modélisation $X_i \sim N(\mu_X, \sigma_X^2)$, $Y_j \sim N(\mu_Y, \sigma_Y^2)$, N = n + m

2-
$$V = \bar{X} - \bar{Y} \sim N \left(\mu_V = \mu_X - \mu_Y, \sigma_V^2 = \frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m} \right)$$

3- Test bilatéral

$$l>~H_0=\{\mu_X=\mu_Y\}~contre~H_1=\{\mu_X\neq\mu_Y\}$$

4- Test unilatéral

$$I > H_0 = \{\mu_X = \mu_Y\} \ contre \ H_1 = \{\mu_X > \mu_Y\}$$

a) Test UPP de RC : W =
$$\{v > u_{1-\alpha^*}\sigma_v\}$$

2>
$$H_0 = \{\mu_X = \mu_Y\}$$
 contre $H_1 = \{\mu_X < \mu_Y\}$

a) Test UPP de RC : W =
$$\{v > u_{1-\alpha^*}\sigma_v\}$$

5- Variances connues

$$l > \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m}}} \sim^L N(0,1)$$

6- Variances égales mais inconnues

$$I> S^{*2} = \frac{1}{N-2} \left(\sum_{j=1}^{N-2} (X_{i} - \bar{X})^{2} + \sum_{j=1}^{N-2} (Y_{j} - \bar{Y})^{2} \right)$$

$$2> \Rightarrow \frac{(N-2)S^{*2}}{\sigma^{2}} \sim \chi_{N-2}^{2}$$

$$3> \Rightarrow T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y})}{S^{*} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}} \sim T_{N-2}$$

a) RC, W =
$$\{|t| > t \frac{\alpha^*}{N-2,1-\frac{\alpha^*}{2}}\}$$
, $H_1 = \{\mu_X \neq \mu_Y\}$

b) RC, W =
$$\{t > t_{N-2,1-\alpha^*}\}$$
, $H_1 = \{\mu_X > \mu_Y\}$

c) RC, W =
$$\{t < -t_{N-2,1-\alpha^*}\}$$
, $H_1 = \{\mu_X < \mu_Y\}$

7- Variances distinctes inconnues

$$I > S_{V}^{*2} = \frac{S_{X}^{*2}}{n} + \frac{S_{Y}^{*2}}{m} \text{ estimateur de } \sigma_{V}^{2} = \frac{\sigma_{X}^{2}}{n} + \frac{\sigma_{Y}^{2}}{m}$$

$$2 > v \frac{S_{V}^{*2}}{\sigma_{V}^{2}} = v \frac{\frac{S_{X}^{*2}}{n} + \frac{S_{Y}^{*2}}{m}}{\frac{\sigma_{X}^{2}}{n} + \frac{\sigma_{Y}^{2}}{m}} \sim_{approx} \chi_{V}^{2}, \text{ où } v = \frac{\left(\frac{S_{X}^{*2}}{n} + \frac{S_{Y}^{*2}}{m}\right)^{2}}{\frac{1}{n-1} \left(\frac{S_{X}^{2}}{n}\right)^{2} + \frac{1}{m-1} \left(\frac{S_{Y}^{2}}{m}\right)^{2}, v \text{ t. q. } E\left(v \frac{S_{V}^{*2}}{\sigma_{V}^{2}}\right) = v, Var\left(v \frac{S_{V}^{*2}}{\sigma_{V}^{2}}\right) = 2v$$

$$3 > \frac{V}{\sqrt{{S_v^*}^2}} \sim_{approx} T_v$$

a) RC, W =
$$\left\{ \left| \frac{V}{\sqrt{{S_V^*}^2}} \right| > t_{v,1-\frac{\alpha^*}{2}} \right\}$$
, $H_1 = \{\mu_X \neq \mu_Y\}$

b) RC, W =
$$\left\{ \frac{V}{\sqrt{{S_V^*}^2}} > t_{v,1-\alpha^*} \right\}$$
, $H_1 = \{\mu_X > \mu_Y\}$

c) RC, W =
$$\left\{ \frac{V}{\sqrt{{S_V^*}^2}} < -t_{v,1-\alpha^*} \right\}$$
, $H_1 = \{\mu_X < \mu_Y\}$

-2- Homogénéité des variances

1 - Test bilatéral

$$I > H_0 = {\sigma_X = \sigma_Y} contre H_1 = {\sigma_X \neq \sigma_Y}$$

2- Test unilatéral

$$I > H_0 = {\sigma_X = \sigma_Y} contre H_1 = {\sigma_X > \sigma_Y}$$

a) Test UPP de RC:
$$W = \{v > u_{1-\alpha^*}\sigma_v\}$$

2>
$$H_0 = {\sigma_X = \sigma_Y} contre H_1 = {\sigma_X < \sigma_Y}$$

a) Test UPP de RC : W =
$$\{v > u_{1-\alpha^*}\sigma_v\}$$

$$3 - \frac{\frac{Z_1}{v_1}}{\frac{Z_2}{v_2}} \sim F_{v_1, v_2}, Z_1 \sim \chi_{v_1}^2, Z_2 \sim \chi_{v_2}^2$$

/> RC, W =
$$\left\{ F < f_{n-1,m-1,\frac{\alpha^*}{2}} \right\} \cup \left\{ F > f_{n-1,m-1,1-\frac{\alpha^*}{2}} \right\}$$
, $H_1 = \left\{ \sigma_X \neq \sigma_Y \right\}$
/> RC, W = $\left\{ \left\{ F > f_{n-1,m-1,1-\alpha^*} = \frac{1}{f_{n-1,m-1,\alpha^*}} \right\} \right\}$, $H_1 = \left\{ \sigma_X > \sigma_Y \right\}$

$$\beta$$
 RC, W = $\{ \{ F < f_{n-1,m-1,\alpha^*} \} \}$, $H_1 = \{ \sigma_X < \sigma_Y \}$

-3- Homogénéité des proportions

1-
$$X \sim B(n, p_1), Y \sim B(m, p_2)$$

2- Test bilatéral

$$I > H_0 = \{p_X = p_Y\} contre H_1 = \{p_X \neq p_Y\}$$

3- Test unilatéral

$$I > H_0 = \{p_X = p_Y\} contre H_1 = \{p_X > p_Y\}$$

a) Test UPP de RC:
$$W = \{v > u_{1-\alpha^*}\sigma_v\}$$

2>
$$H_0 = \{p_X = p_Y\} contre H_1 = \{p_X < p_Y\}$$

a) Test UPP de RC:
$$W = \{v > u_{1-\alpha^*}\sigma_v\}$$

4- H_0 : $p = p_1 = p_2$, p inconnue

$$I > \frac{(\hat{p}_{1} - \hat{p}_{2})}{\sqrt{\hat{p}(1 - \hat{p})\left(\frac{1}{n} + \frac{1}{m}\right)}} \sim^{L} N(0,1)$$

$$a) \quad RC, W = \begin{cases} \left| \frac{(\hat{p}_{1} - \hat{p}_{2})}{\sqrt{\hat{p}(1 - \hat{p})\left(\frac{1}{n} + \frac{1}{m}\right)}} \right| > u_{1 - \frac{\alpha^{*}}{2}} \end{cases}, H_{1} = \{p_{X} \neq p_{Y}\}$$

$$b) \quad RC, W = \begin{cases} \frac{(\hat{p}_{1} - \hat{p}_{2})}{\sqrt{\hat{p}(1 - \hat{p})\left(\frac{1}{n} + \frac{1}{m}\right)}} > u_{1 - \alpha^{*}} \end{cases}, H_{1} = \{p_{X} > p_{Y}\}$$

$$c) \quad RC, W = \begin{cases} \frac{(\hat{p}_{1} - \hat{p}_{2})}{\sqrt{\hat{p}(1 - \hat{p})\left(\frac{1}{n} + \frac{1}{m}\right)}} < -u_{1 - \alpha^{*}} \end{cases}, H_{1} = \{p_{X} < p_{Y}\}$$

- -4- Homogénéité des lois
 - 1- $X_i \sim F_X$ loi continue, $y_j \sim F_Y$ loi continue
 - 1> Définition : X est stochastiquement supérieur à Y si

a)
$$F_X(z) \le F_Y(z), \forall z \in R$$

2- Test bilatéral

$$1 > H_0 = \{F_X = F_Y\} contre H_1 = \{F_X \neq F_Y\}$$

Test unilatéral

$$1 > H_0 = \{F_X = F_Y\}$$
 contre $H_1 = \{F_X > F_Y\}$

a) Test UPP de RC:
$$W = \{v > u_{1-\alpha^*}\sigma_{\nu}\}$$

2>
$$H_0 = \{F_X = F_Y\}$$
 contre $H_1 = \{F_X < F_Y\}$

a) Test UPP de RC:
$$W = \{v > u_{1-\alpha^*}\sigma_{\nu}\}$$

- 4- Test de Wilcoxon
 - 1> Somme des rangs des X_i après avoir ordonné la série des N=m+n observations

$$2 > \{W_X \le c_1\} \cup \{W_X \ge c_2\}, H_1 = \{F_X \ne F_Y\}$$

$$3 > \{W_X \ge c\}, H_1 = \{F_X > F_Y\}$$

$$4 > \{W_{Y} \leq \tilde{c}\}, H_{1} = \{F_{Y} < F_{Y}\}$$

5>
$$\begin{cases} E_{H_0}(W_X) = \frac{n(n+m+1)}{2} \\ Var_{H_0}(W_X) = \frac{nm(n+m+1)}{12} \end{cases}$$

- 4. Échantillons appariés 配对 (X_i, Y_i)
 - -1- Modélisation gaussienne de la différence

1-
$$D = X_i - Y_i \sim N(\mu_X - \mu_Y, \sigma_D^2)$$

2-
$$\sqrt{n} \frac{\overline{D}}{\sqrt{{S_D^*}^2}} \sim T_{n-1}, {S_D^*}^2 = \frac{1}{n-1} \sum (D_i - \overline{D})$$

1> $W = \left\{ \left| \sqrt{n} \frac{\overline{D}}{\sqrt{{S_D^*}^2}} \right| > t_{n-1,1-\frac{\alpha^*}{2}} \right\}, H_1: \mu_D \neq 0$

2> $W = \left\{ \sqrt{n} \frac{\overline{D}}{\sqrt{{S_D^*}^2}} > t_{n-1,1-\alpha^*} \right\}, H_1: \mu_D > 0$

3> $W = \left\{ \sqrt{n} \frac{\overline{D}}{\sqrt{{S_D^*}^2}} < -t_{n-1,1-\alpha^*} \right\}, H_1: \mu_D < 0$

-2- Loi quelconque mais continue de la différence X – Y

$$1 - D = X_i - Y_i$$

- -3- Homogénéité des espérance
- -4- Homogénéité des variances
- -5- Homogénéité des proportions
- -6- Homogénéité des lois