UFR de Sciences économiques et de Gestion

Université de Lyon

L3 - Economie & Gestion

Statistique Inférentielle

Corrigé du Contrôle Continu N°1

Durée 1h30 - Année universitaire 2025 - 2026

Exercice 1 : **(Barème de notation : a) 2 pts b) 2 pts c) 2 pts d) 2 pts = 8 pts)**

	Nombre	
Type de contrat	Public	Privé
CDI - Contrat à durée indéterminée	200	225
CDD - Contrat à durée déterminée	50	75
Total	250	300

a) Intervalle de confiance de la proportion d'emplois salariés du public en CDI :

Conditions d'application : échantillon aléatoire $n = 250$ (grand échantillon).

$\widehat{p}_{pub} = \frac{200}{250} = 80\%$ (estimation ponctuelle)

La statistique de test : $\frac{\widehat{p}_{pub} - p_{pub}}{\sqrt{\frac{p_{pub} \times q_{pub}}{n}}} \rightarrow N(0\ ,\ 1)$

Risque d'erreur : $\alpha = 5\%$; $u_{\frac{\alpha}{2}} = 1.96$ table N(0 , 1).

Marge d'erreur : $E = u_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\widehat{p}_{pub} \times \widehat{q}_{pub}}{n}} = 1.96 \sqrt{\frac{0.80 \times 0.20}{250}} = 4.96\%$

Intervalle de confiance de niveau $1 - \alpha = 95\%$ de la proportion d'emplois salariés du public en CDI : $p_{pub} \in [75.04\% \ ; \ 84.96\%]$.

b) Taille d'échantillon requise pour estimer la proportion d'emplois salariés du public en CDI avec une précision au plus égale à $1,24\%$:

Risque d'erreur : $\alpha = 5\% \ \Rightarrow \ u_{\frac{\alpha}{2}} = 1,96$ table N(0 , 1)

On cherche la taille d'échantillon n^* telle que la marge d'erreur :

$$E^* = u_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\widehat{p}_{pub}\widehat{q}_{pub}}{n^*}} \leq 0.0124 \ \Rightarrow \ n* \geq (\frac{u_{\frac{\alpha}{2}}}{0.0124})^2 \widehat{p}_{pub}\widehat{q}_{pub}$$

$$\Rightarrow n^* \geq (\frac{1.96}{0.0124})^2 0.8 \times 0.2 \ \Rightarrow \ n^* \geq 3997.50 \simeq 3998 \text{ emplois salariés.}$$

En effet, la précision $E = 4.96\%$ de l'intervalle précédent avec $n = 250$, a été divisée par 4, $E^* = 1.24\%$. On doit donc multiplier par 4 la taille d'échantillon précédente : $n^* = 4^2 \times n = 16 \times 250 = 4000$.

c) Niveau de confiance de l'intervalle $[69.86\% \ ; \ 80.14\%]$: de la proportion d'emplois salariés du PRIVE en CDI

Marge d'erreur : $E = u_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\widehat{p}_{pub} \times \widehat{q}_{pub}}{n}} = \frac{(0.8014 - 0.6980)}{2} = 5.14\%$

$$\Rightarrow \ u_{\frac{\alpha}{2}} = E \times \sqrt{\frac{n}{\widehat{p}_{pub} \times \widehat{q}_{pub}}} = 0.0514 \times \sqrt{\frac{300}{0.75 \times 0.25}} = 2.056$$

cf. table N(0 , 1), $P(U \leq 2.056) = \Phi(2.056) = 0.98$

$$\Rightarrow \ 1 - \frac{\alpha}{2} = 98\% \ \Rightarrow \ \frac{\alpha}{2} = 2\% \ \Rightarrow \ \alpha = 4\% \ \Rightarrow \ 1 - \alpha = 96\%.$$

On attribue à l'intervalle $[69.86\% \ ; \ 80.14\%]$ de la proportion d'emplois salariés du PRIVE en CDI, un niveau de confiance $1 - \alpha = 96\%$.

d) Comparaison de 2 proportions :

Solution 1 - Intervalle de confiance de la différence de deux proportions :

Conditions d'application du test : échantillons indépendants provenant de deux populations normales - Grands échantillons $n_{pub} = 250$ et $n_{pri} = 300$.

La statistique de test : $$\frac{(\widehat{P}_{pub} - \widehat{P}_{pri}) - (p_{pub} - p_{pri})}{\sqrt{\frac{p_{pub} q_{pub}}{n_{pub}} + \frac{p_{pri} q_{pri}}{n_{pri}}}} \ \rightarrow \ N(0 \ , \ 1)$$

Echantillon public : $n_{pub} = 250$; $\widehat{p}_{pub} = \frac{200}{250} = 80\%$

Echantillon privé : $n_{pri} = 300$; $\widehat{p}_{pri} = \frac{225}{300} = 75\%$

Ecart observé : $\widehat{p}_{pub} - \widehat{p}_{pri} = 80\% - 75\% = 5\%$

Risque d'erreur : $\alpha = 5\% \ \Rightarrow \ u_{\alpha=2.5\%} = u_{2.5\%} = \pm 1.96$ cf. table N(0 , 1)

Marge d'erreur $E = u_{\alpha=2.5\%} \sqrt{\frac{\widehat{p}_{pub} \widehat{q}_{pub}}{n_{pub}} + \frac{\widehat{p}_{pri} \widehat{q}_{pri}}{n_{pri}}} = 1.96 \sqrt{\frac{0.8 \times 0.2}{250} + \frac{0.75 \times 0.25}{300}} = 6.97\%$

Intervalle de confiance de niveau $1 - \alpha = 95\%$ de la différence de proportions d'emplois salariés en CDI du public et privé : $(p_{pub} - p_{pri}) \in [-1.97\% \ ; \ 11.97\%]$.

Règle de décision et conclusion :

Conclusion : puisque $0 \in I.C_{95\%} = [-1.97\% \ ; \ 11.97\%]$ on peut conclure avec un risque d'erreur $\alpha = 5\%$, que la différence observée $(\widehat{p}_{pub} - \widehat{p}_{pri}) = 5\%$ n'est pas significative, on peut donc conclure que les proportions d'emplois salariés en CDI du public et du privé ne sont pas significativement différentes.

Solution 2 - Test bilatéral symétrique de la différence de deux proportions :

Hypothèses statistiques :

$$\begin{cases} H_0 : p_{pub} - p_{pri} = 0 \\ H_1 : p_{pub} - p_{pri} \neq 0 \end{cases}$$

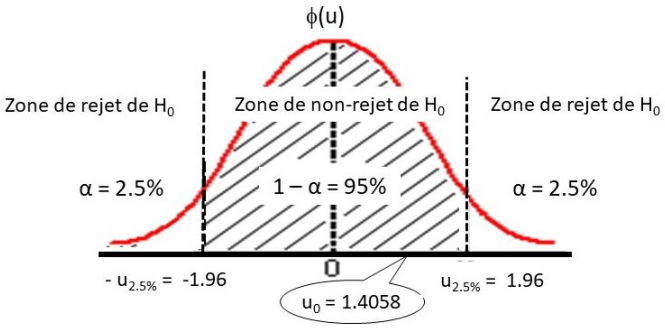
Conditions d'application du test : échantillons indépendants provenant de deux populations normales - Grands échantillons $n_{pub} = 250$ et $n_{pri} = 300$.

La statistique de test : $$\frac{(\widehat{P}_{pub} - \widehat{P}_{pri}) - (p_{pub} - p_{pri})}{\sqrt{\frac{p_{pub} q_{pub}}{n_{pub}} + \frac{p_{pri} q_{pri}}{n_{pri}}}} \ \rightarrow \ N(0 \ , \ 1)$$

Echantillon public : $n_{pub} = 250$; $\widehat{p}_{pub} = \frac{200}{250} = 80\%$
Echantillon privé : $n_{pri} = 300$; $\widehat{p}_{pri} = \frac{225}{300} = 75\%$
Ecart observé : $\widehat{p}_{pub} - \widehat{p}_{pri} = 80\% - 75\% = 5\%$
Risque d'erreur : $\alpha = 5\% \Rightarrow u_{\alpha=2.5\%} = u_{2.5\%} = \pm 1.96$ cf. table N(0 , 1)

Valeur de la statistique de test sous l'hypothèse nulle $H_0 : p_{pub} = p_{pri}$

$$u_0 = \frac{(0.05-0)}{\sqrt{\frac{0.80\times0.20}{250} + \frac{0.75\times0.25}{300}}} = 1.4058$$



Conclusion : $-u_{2.5\%} = -1.96 < u_0 = 1.4058 < u_{2.5\%} = 1.96 : u_0$ appartient à la zone de Non-Rejet de H_0, on peut donc conclure avec un risque d'erreur $\alpha = 5\%$, que les proportions d'emplois salariés en CDI du public et privé ne sont pas significativement différentes, on peut les considérer comme égales $p_{pub} \simeq p_{pri}$.

********** °°° **********

Exercice 2 : **(Barème de notation : a) 2.5 pts b) 2.5 pts = 5 pts)**

Titre	Société Générale	BNP Paribas
Taille de l'échantillon	22	18
Prix moyen observé de l'action €	57.50	49.50
Variance observée du prix de l'action $€^2$	225	256

Les données :
Action Société Générale :
$n_{SG} = 22$; $\bar{x}_{SG} = 57.50€$; $s^2_{SG} = 225$; $s^{*2}_{SG} = \frac{n_{SG}}{(n_{SG}-1)} \times s^2_{SG} = \frac{22}{21} \times 225 = 235.71$
Action BNP Paribas :
$n_{BNP} = 18$; $\bar{x}_{BNP} = 49.50€$; $s^2_{BNP} = 256$; $s^{*2}_{BNP} = \frac{n_{BNP}}{(n_{BNP}-1)} \times s^2_{BNP} = \frac{18}{17} \times 256 = 271.06$

a) Étude de la variabilité des prix - Comparaison de variances :

Solution 1 - Intervalle de confiance du rapport de deux variances :

Conditions d'application du test : petits échantillons indépendants provenant de deux populations normales de variances inconnues σ^2_{SG} et σ^2_{BNP}.

La statistique de test : $\dfrac{\sigma^2_{BNP}s^{*2}_{SG}}{\sigma^2_{SG}s^{*2}_{BNP}} \rightarrow F_{(n_{SG}-1=21\,;\,n_{BNP}-1=17)}$

Les valeurs critiques (cf. table de Fisher) :

$f_2 = f_{(2.5\%\,,\,21\,,\,17)} = 2.60 \quad ; \quad f_1 = f_{(97.5\%\,,\,21\,,\,17)} = \dfrac{1}{f_{(2.5\%\,,\,17\,,\,21)}} = \dfrac{1}{2.483} = 0.4027.$

$$f_1 < \frac{\sigma^2_{BNP}s^{*2}_{SG}}{\sigma^2_{SG}s^{*2}_{BNP}} < f_2 \Leftrightarrow f_1\frac{s^{*2}_{BNP}}{s^{*2}_{SG}} < \frac{\sigma^2_{BNP}}{\sigma^2_{SG}} < f_2\frac{s^{*2}_{BNP}}{s^{*2}_{SG}} \Leftrightarrow 0.4631 < \frac{\sigma^2_{BNP}}{\sigma^2_{SG}} < 2.9899$$

$I.C._{95\%}$: Intervalle de confiance de niveau 95% de $\dfrac{\sigma^2_{BNP}}{\sigma^2_{SG}} \in [0.4631\,;\,2.9899]$.

Conclusion : $1 \in I.C._{95\%}$, on peut donc conclure avec un risque d'erreur $\alpha = 5\%$, qu'il n'y a pas de différence significative entre les variances des prix de ces titres bancaires. On peut les supposer égales $\sigma^2_{SG} = \sigma^2_{BNP}$.

Solution 2 - Test bilatéral symétrique du rapport de deux variances :

Hypothèses statistiques :

$$\begin{cases} H_0 : \dfrac{\sigma^2_{SG}}{\sigma^2_{BNP}} = 1 \Leftrightarrow \sigma^2_{BNP} = \sigma^2_{SG} \text{ égalité des variances} \\ H_1 : \dfrac{\sigma^2_{SG}}{\sigma^2_{BNP}} \neq 1 \Leftrightarrow \sigma^2_{BNP} \neq \sigma^2_{SG}. \end{cases}$$

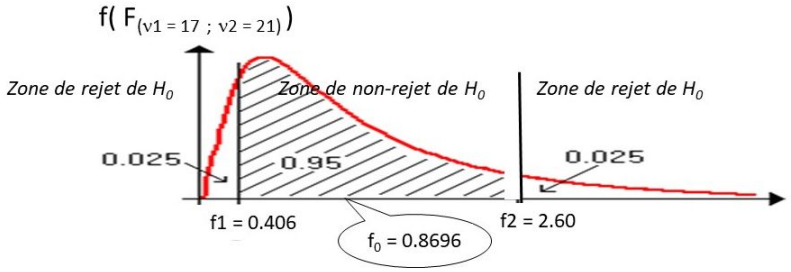
La statistique de test : $\dfrac{\sigma^2_{BNP}s^{*2}_{SG}}{\sigma^2_{SG}s^{*2}_{BNP}} \rightarrow F_{(n_{SG}-1=21\,;\,n_{BNP}-1=17)}$

Seuil de signification : $\alpha = 5\%$. Les valeurs critiques (cf. table de Fisher) :

$f_2 = f_{(2.5\%\,,\,21\,,\,17)} = 2.60 \quad ; \quad f_1 = f_{(97.5\%\,,\,21\,,\,17)} = \dfrac{1}{f_{(2.5\%\,,\,17\,,\,21)}} = \dfrac{1}{2.483} = 0.4027.$

Calcul de la valeur de la statistique de test sous l'hypothèse nulle d'égalité des variances H_0 : $\sigma^2_{SG} = \sigma^2_{BNP}$:

$$f_0 = \frac{s^{*2}_{SG}}{s^{*2}_{BNP}} = 0.8696$$



Règle de décision et conclusion : vu que $f_1 = 0.406 \leq f_0 = 0.8696 \leq f_2 = 2.60$, alors non-rejet de l'hypothèse nulle H_0. On ne peut rejeter l'hypothèse nulle H_0. On peut donc conclure avec un seuil de signification $\alpha = 5\%$, qu'il n'y a pas de différence significative entre les variances ; on peut alors les supposer comme égales $\sigma^2_{SG} \approx \sigma^2_{BNP}$.

b) Comparaison de deux moyennes :

Conditions d'application du test : petits échantillons $n_{SG} = n_{BNP} = 20\,(< 30)$ indépendants provenant de deux populations normales de variances inconnues, testées égales a) $\sigma^2_{SG} \approx \sigma^2_{BNP}$.

Les données :

Action Société Générale :

$n_{SG} = 22$; $\bar{x}_{SG} = 57.50€$; $s^2_{SG} = 225$; $s^{*2}_{SG} = \frac{n_{SG}}{(n_{SG}-1)} \times s^2_{SG} = \frac{22}{21} \times 225 = 235.71$

Action BNP Paribas :

$n_{BNP} = 18$; $\bar{x}_{BNP} = 49.50€$; $s^2_{BNP} = 256$; $s^{*2}_{BNP} = \frac{n_{BNP}}{(n_{BNP}-1)} \times s^2_{BNP} = \frac{18}{17} \times 256 = 271.06$

Solution 1 - Intervalle de confiance de la différence de deux moyennes :

La statistique de test : $\frac{(\overline{X}_{SG}-\overline{X}_{BNP})-(m_{SG}-m_{BNP})}{s^*\sqrt{\frac{1}{n_{SG}}+\frac{1}{n_{BNP}}}} \rightarrow T_{(n_{SG}+n_{BNP}-2=38 d.d.l.)}$

Estimation ponctuelle de la variance commune de $\sigma^2 = \sigma^2_{SG} = \sigma^2_{BNP}$:

$$s^{*2} = \frac{n_{SG}\times s^2_{SG}+n_{BNP}\times s^2_{BNP}}{n_{SG}+n_{BNP}-2} = \frac{(22\times 225+18\times 256)}{38} = 251.53 = 15.86^2$$

La valeur critique (cf. table Student) : avec $\alpha = 5\%$; 38 degrés de liberté : $t_{(2.5\%\,,\,38)} = \pm 2.127$.

Marge d'erreur : $E = t_{\frac{\alpha}{2}} s^* \sqrt{\frac{1}{n_{SG}}+\frac{1}{n_{BNP}}} = 2.127 \times 15.86\sqrt{\frac{1}{22}+\frac{1}{18}} = 10.72€$

Ecart observé des prix moyens : $(\bar{x}_{SG} - \bar{x}_{BNP}) = 57.50 - 49.50 = 8€$

$I.C._{95\%}$: Intervalle de confiance de niveau 95% de la différence des prix moyens :

$$(m_{SG} - m_{BNP}) \in [-2.72€\,;\, 18.72€].$$

Conclusion : $0 \in I.C._{95\%}$, on peut donc conclure avec un risque d'erreur $\alpha = 5\%$, qu'il n'y a pas de différence significative entre les prix moyens de ces deux titres bancaires. On peut les supposer comme égaux $m_{SG} = m_{BNP}$.

Solution 2 - Test bilatéral symétrique de la différence de deux moyennes :

Hypothèses statistiques :

$$\begin{cases} H_0 : m_{SG} - m_{BNP} = 0 \\ H_1 : m_{SG} - m_{BNP} \neq 0 \end{cases}$$

Seuil de signification : $\alpha = 5\%$.

La statistique de test : $\frac{(\overline{X}_{SG}-\overline{X}_{BNP})-(m_{SG}-m_{BNP})}{s^*\sqrt{\frac{1}{n_{SG}}+\frac{1}{n_{BNP}}}} \rightarrow T_{(n_{SG}+n_{BNP}-2=38 d.d.l.)}$

Estimation ponctuelle de la variance commune de $\sigma^2 = \sigma^2_{SG} = \sigma^2_{BNP}$:

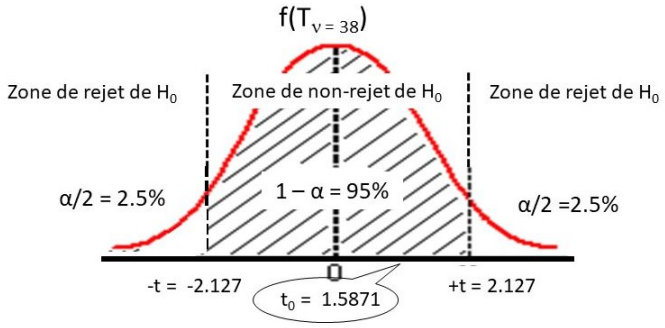
$$s^{*2} = \frac{n_{SG}\times s^2_{SG}+n_{BNP}\times s^2_{BNP}}{n_{SG}+n_{BNP}-2} = \frac{(22\times 225+18\times 256)}{38} = 251.53 = 15.86^2$$

La valeur critique (cf. table Student) : avec $\alpha = 5\%$; 38 degrés de liberté : $t_{(2.5\%\,,\,38)} = \pm 2.127$.

Calcul de la valeur de la statistique de test sous l'hypothèse nulle d'égalité des moyennes H_0 : $m_{SG} = m_{BNP}$:

$$t_0 = \frac{(\bar{x}_{SG}-\bar{x}_{BNP})}{s^*\sqrt{\frac{1}{n_{SG}}+\frac{1}{n_{BNP}}}} = \frac{8}{15.86\times\sqrt{\frac{1}{22}+\frac{1}{18}}} = 1.5871$$

$$t_0 = \frac{(\bar{x}_{SG} - \bar{x}_{BNP})}{s^* \sqrt{\frac{1}{n_{SG}} + \frac{1}{n_{BNP}}}} = \frac{8}{15.86 \times \sqrt{\frac{1}{22} + \frac{1}{18}}} = 1.5871$$



Règle de décision et conclusion : vu que $-t_{2.5\%} = -2.127 < t_0 = 1.5871 < t_{2.5\%} = 2.127$ alors non-rejet de l'hypothèse nulle H_0. On ne peut donc pas conclure au seuil de signification $\alpha = 5\%$, qu'il n'y a pas de différence significative entre les prix moyens de ces deux titres bancaires. On peut les supposer comme égaux $m_{SG} = m_{BNP}$.

********** °°° **********

Exercice 3 : **(Barème de notation : a) 2 pts b) 2.5 pts c) 2.5 pts = 7 pts)**

Raffinerie du groupe	Rhône-Energies (Fos-sur-Mer)	Total-Energies (Feyzin)
Nombre de relevés	52	52
Capacité de raffinage moyenne observée (Mt/an)	6.6	5.6
Variance observée $(Mt/an)^2$	0.30	0.25

a) Variance de la capacité de raffinage de Total-Energies est différente de $0.35(Mt/an)^2$:

Conditions d'application du test : grand échantillon $n_T = 52$, variance inconnue.

Seuil de signification : $\alpha = 5\%$.

Raffinerie Total de Feysin : $n_T = 52$; $\bar{x}_T = 5.6$; $s_T^2 = 0.25$

Intervalle de confiance

Données : $n_T = 52$, $s_T^2 = 0.25$, $1 - \alpha = 0.95 \Rightarrow \frac{\alpha}{2} = 0.025$ et $1 - \frac{\alpha}{2} = 0.975$.

La statistique de test : $\frac{(n_T - 1)S_T^{*2}}{\sigma^2} \rightarrow \chi^2_{(n_T - 1 = 51\ d.d.l.)}$

Valeurs tabulées du khi-deux à 51 degrés de liberté (cf. table du khi-deux) :

$$k_1 = \chi^2_{0.975\,;\,51} = 33.162 \quad \text{et} \quad k_2 = \chi^2_{0.025\,;\,51} = 72.616$$

On en déduit alors l'intervalle de confiance suivant pour la variance σ_T^2 :

$$\frac{(n_T - 1)s_N^{*2}}{k_2} \leq \sigma^2 \leq \frac{(n_T - 1)s_L^{*2}}{k_1} \Leftrightarrow \frac{n_T s^2}{k_2} \leq \sigma^2 \leq \frac{n_T s^2}{k_1} \Rightarrow \frac{52 \times 0.25}{72.616} \leq \sigma^2 \leq \frac{52 \times 0.25}{33.162}$$
$$\Rightarrow 0.179 \leq \sigma_T^2 \leq 0.392.$$

L'intervalle de confiance de niveau $1 - \alpha = 95\%$ de la variance de la capacité de raffinage annuelle de Total-Energies : $\sigma_T^2 \in [0.179\ ;\ 0.392]$.

$0.35 \in [0.179\ ;\ 0.392]$, on peut donc conclure que la variance de la capacité de raffinage de Total-Energies n'est pas significativement différente de $0.35(Mt/an)^2$.

b) La capacité de raffinage annuelle moyenne de Total-Energies est différente de 5.8 Mt/an :

Statistique de test : $\dfrac{(\overline{X}_T - m_T)}{\frac{s^*_T}{\sqrt{n_T}}} \rightarrow T_{n_T-1=51\,d.d.l.}$

Valeur critique de Student à $\nu = n_T - 1 = 51\,d.d.l.$: $t_{\alpha=2.5\%} = \pm 2.108$.

Marge d'erreur dans l'estimation de la capacité de raffinage annuelle moyenne m_T :

$E = t_{2.5\%}\frac{s^*_T}{\sqrt{n_T}} = t_{2.5\%}\frac{s_T}{\sqrt{n_T-1}} = 2.108\frac{0.5}{\sqrt{51}} = 0.1476$ Mt/an.

Estimation ponctuelle de la capacité de raffinage annuelle moyenne de Total-Energies : $\bar{x}_T = 5.6$ Mt/an.

Intervalle de confiance de niveau 95% de $m_T \in [5.45\ ;\ 5.75]$

Conclusion : Puisque $5.80 \notin [5.45\ ;\ 5.75]$, on peut donc conclure avec un risque d'erreur $\alpha = 5\%$, que la capacité de raffinage annuelle moyenne de Total-Energies est significativement différente de 5.80 Mt/an.

c) Comparaison des capacités annuelles moyennes :

Solution 1 - Intervalle de confiance de la différence de deux moyennes :

Raffineries Rhône-Energie & Total-Energies : $n_T = n_R = 52\ ;\ s^2_T = 0.25\ ;\ s^2_R = 0.30$

Conditions d'application : échantillons indépendants provenant de deux populations de grandes tailles ($n_R = n_T = 52 > 30$), les variances σ^2_R et σ^2_T des capacités de raffinage annuelles sont inconnues .

Intervalle de confiance de la différence de moyennes des capacités de raffinage de Total et Rhône :

Statistique de test de la différence de 2 moyennes : $\dfrac{(\overline{X}_R - \overline{X}_T) - (m_R - m_T)}{\sqrt{\frac{s^{*2}_R}{n_R} + \frac{s^{*2}_T}{n_T}}} \rightarrow N(0,1)$

- Ecart observé : $(\bar{x}_R - \bar{x}_T) = 6.6 - 5.6 = 1$ Mt/an.
- Rique d'erreur $\alpha = 5\% \Rightarrow u_{\frac{\alpha}{2}} = \pm 1.96$ cf. table N(0 , 1)
- Marge d'erreur : $E = u_{\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{s^{*2}_R}{n_R} + \frac{s^{*2}_T}{n_T}} = u_{\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{s^2_R}{n-1} + \frac{s^2_T}{n-1}} 1.96 \times \sqrt{\frac{0.3}{51} + \frac{0.25}{51}} = 0.2035$ Mt/an.
- Intervalle de confiance : $I.C._{1-\alpha=95\%}$ de $(m_R - m_T)$: $[0.7965\ ;\ 1.2035]$

Conclusion : $0 \notin I.C._{1-\alpha=95\%}$, on peut donc conclure, avec un risque d'erreur $\alpha = 5\%$, qu'il y a une différence significative entre les capacités de raffinage annuelles moyennes de Rhône-Energies et Total-Energies, la différence observée de 1 Mt/an n'est pas attribuable aux fluctuations d'échantillonnage.

Solution 2 - Test bilatéral symétrique de la différence de deux moyennes :

- $n_R = n_T = n = 52$, $s_R^2 = 0.30$, $s_T^2 = 0,25$.
- Ecart observé : $(\bar{x}_R - \bar{x}_T) = 6.6 - 5.6 = 1$ Mt/an.
- Rique d'erreur $\alpha = 5\% \Rightarrow u_{\frac{\alpha}{2}} = \pm 1.96$ cf. table N(0 , 1)

Hypothèses statistiques :

$$\begin{cases} H_0 : m_R - m_T = 0 \\ H_1 : m_R - m_T \neq 0 \end{cases}$$

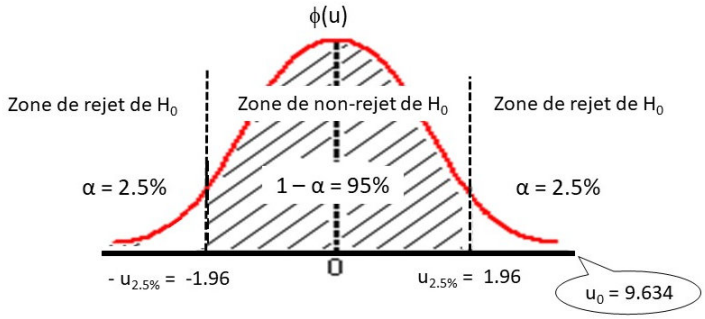
Seuil de signification : $\alpha = 5\%$.

Statistique de test de la différence de 2 moyennes : $\frac{(\overline{X}_R - \overline{X}_T) - (m_R - m_T)}{\sqrt{\frac{s_R^{*2}}{n_R} + \frac{s_T^{*2}}{n_T}}} \rightarrow N(0,1$

Les valeurs critiques (cf. table N(0,1)) : $\alpha = 5\%$: $u_{2.5\%} = \pm 1.96$.

Calcul de la valeur de la statistique de test sous l'hypothèse nulle d'égalité des moyennes H_0 : $m_R = m_T$:

$$u_0 = \frac{(\bar{x}_R - \bar{x}_T)}{\sqrt{\frac{s_R^{*2}}{n_R} + \frac{s_T^{*2}}{n_T}}} = \frac{(\bar{x}_R - \bar{x}_T)}{\sqrt{\frac{s_R^2}{n_R - 1} + \frac{s_T^2}{n_T - 1}}} = \frac{1}{\sqrt{\frac{0.30}{51} + \frac{0.25}{51}}} = 9.634$$



Règle de décision et conclusion : vu que $u_0 = 9.634 > u_{(2.5\%} = 1.96$ u_0 appartient à la zone de Rejet de H_0. On ne peut donc pas conclure au seuil de signification $\alpha = 5\%$, qu'il y a une différence significative entre les capacités de raffinage annuelles moyennes de Rhône-Energies et Total-Energies. La différence observée de 1 Mt/an n'est pas attribuable aux fluctuations d'échantillonnage, elle est significative $m_R \neq m_T$.

********** °°° **********