

Corrigé des exercices de TD 02

Solution de l'Exercice 1

1. L'estimation ponctuelle de la moyenne et de l'écart-type de X sont données par :

$$\begin{aligned}\bar{X} &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = 102.7333 \\ \hat{\sigma}_c^2 &= \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2 = 598.9238 \text{ (le fait que la vraie moyenne, } \mu, \text{ est inconnue)} \\ \hat{\sigma}_c &= \sqrt{\hat{\sigma}_c^2} = \sqrt{598.9238} = 24.4729\end{aligned}$$

2. Dans cette question, la formulation du test à réaliser est la suivante :

$$H_0 : \mu = \mu_0'' \text{ contre } H_1 : \mu \neq \mu_0'.$$

Au vu de l'échantillon précédent (la taille de l'échantillon < 30 , X suit une loi normale et la vraie variance est inconnue) c'est le test de Student qu'il faut réaliser. On a :

- d'une part la statistique du test $t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\hat{\sigma}_c / \sqrt{n}} = \frac{102.7333 - 110}{24.4729 / \sqrt{15}} = -1.1500$,
- et d'autre part sur la table de la loi de Student $t_\alpha = t_{(n-1, 1-\alpha/2)} = t_{(14, 1-0.02/2)} = 2.625$.

A cet effet, on constate que $t \in [-t_\alpha, t_\alpha] (-1.1500 \in [-2.625, 2.625]) \Rightarrow H_0$ est vraie, c'est-à-dire à un seuil de risque 2% la taille moyenne des enfants est égale de 110cm.

Solution de l'Exercice 2 Afin de répondre aux questions de l'exercice on aura besoin des quantités suivantes :

La moyenne :

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \frac{1}{7} (83 + 96 + 99 + 110 + 130 + 95 + 74) = 98.1429,$$

et la variance :

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}_c^2 &= \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2 \\ &= \frac{1}{6} ((83 - 98.1429)^2 + (96 - 98.1429)^2 + \dots + (95 - 98.1429)^2 + (74 - 98.1429)^2) \\ &= 330.4762.\end{aligned}$$

1. La formulation du test à réaliser dans ce cas est :

$$H_0 : \mu = \mu_0'' \text{ contre } H_1 : \mu < \mu_0'', \quad (1)$$

plus précisément :

$$H_0 : \mu = 100'' \text{ contre } H_1 : \mu < 100''. \quad (2)$$

(a) La statistique du test est : $T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sqrt{\hat{\sigma}_c^2/n}} = \frac{98.1429 - 100}{\sqrt{330.4762/7}} = -0.2703$,

(b) La valeur critique du test est $t_\alpha = t_{(n_1-1, 1-\alpha)} = t_{(7-1, 1-0.05)} = 1.943$ (de la table de la loi de Student),

- (c) On remarque que $T \in]-t_\alpha, t_\alpha[$, alors on ne rejette pas H_0 , c'est-à-dire le nombre des pouls est égale à 100 battements en moyenne, avec un risque 5% de se tromper.

2. Le test à réaliser dans ce cas est :

$$H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2 \text{ contre } H_1 : \sigma^2 \neq \sigma_0^2, \quad (3)$$

plus précisément :

$$H_0 : \sigma^2 = 300 \text{ contre } H_1 : \sigma^2 \neq 300. \quad (4)$$

- (a) La statistique du test est : $Y = \frac{(n-1)\hat{\sigma}_c^2}{\sigma^2} = \frac{6 \times 330.4762}{300} = 6.6095$,

- (b) Les valeurs critiques du test sont :

$$P(\chi_{(n-1)}^2 > a_\alpha) = 1 - \alpha/2 \Rightarrow P(\chi_{(6)}^2 > a_\alpha) = 0.975 \Rightarrow a_\alpha = 1.237$$

$$P(\chi_{(n-1)}^2 > b_\alpha) = \alpha/2 \Rightarrow P(\chi_{(6)}^2 > b_\alpha) = 0.025 \Rightarrow b_\alpha = 14.449.$$

D'où l'intervalle du test de la variance σ^2 est $[1.237 ; 14.449]$.

- (c) On remarque que $Y \in]a_\alpha, b_\alpha[$, alors on ne rejette pas H_0 , c'est-à-dire la variation des pouls est égale à 300, avec un risque 5% de se tromper.

Solution de l'Exercice 3 Soit les notation suivantes :

μ_1 est la vraie taille moyenne des garçons.

μ_2 est la vraie taille moyenne des filles.

1. Le test à réaliser dans ce cas est :

$$H_0 : \mu_1 = \mu_0 \text{ contre } H_1 : \mu_1 \neq \mu_0, \quad (5)$$

plus précisément :

$$H_0 : \mu_1 = 180 \text{ contre } H_1 : \mu_1 \neq 180. \quad (6)$$

- (a) La statistique du test est : $T_1 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sqrt{\hat{\sigma}_c^2/n_1}} = \frac{182.43 - 180}{\sqrt{54.95/11}} = 1.0872$,

- (b) La valeur critique du test est $t_\alpha = t_{(n_1-1, 1-\alpha/2)} = t_{(10, 1-0.05/2)} = 2.228$ (de la table de la loi de Student),

- (c) On remarque que $T_1 \in]-t_\alpha, t_\alpha[$ alors on rejette pas H_0 , c'est-à-dire on admet que la taille moyenne des garçon est de 180cm avec un risque 5% de se tromper.

2. Le test à réaliser dans ce cas est :

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 \text{ contre } H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$$

mais pour réaliser ce test on est contraint à réaliser d'abord le test suivant :

$$H_0 : \hat{\sigma}_{c,1}^2 = \hat{\sigma}_{c,2}^2 \text{ contre } H_1 : \hat{\sigma}_{c,1}^2 \neq \hat{\sigma}_{c,2}^2.$$

- (a) Sachant que $\hat{\sigma}_{c,1}^2 > \hat{\sigma}_{c,2}^2$ alors, la statistique du test est : $F = \frac{\hat{\sigma}_{c,1}^2}{\hat{\sigma}_{c,2}^2} = \frac{54.95}{26.20} = 2.0973$,

- (b) La valeur critique du test est $f_\alpha = f_{(n_1-1, n_2-1, 1-\alpha/2)} = f_{(10, 9, 0.975)} = 3.96$ (de la table de la loi de Fisher),

- (c) On remarque que $F \in [1, f_\alpha[$ alors on admet que les deux échantillons ont la même variance avec un risque 5% de se tromper.

- (d) Le fait que les deux échantillons ont la même variance, alors on calcule la variance commune :

$$\hat{\sigma}_c^2 = \frac{(n_1-1)\hat{\sigma}_{c,1}^2 + (n_2-1)\hat{\sigma}_{c,2}^2}{n_1+n_2-2} = \frac{10 \times 54.95 + 9 \times 26.20}{11+10-2} = 41.3316.$$

(e) Revenant maintenant au test (5), la statistique de ce dernier est :

$$T_2 = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\hat{\sigma}_c^2(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2})}} = \frac{182.43 - 168.80}{\sqrt{41.3316(\frac{1}{11} + \frac{1}{10})}} = 4.8522,$$

(f) La valeur critique du test est $t_\alpha = t_{(n_1+n_2-2, 1-\alpha/2)} = t_{(19, 1-0.05/2)} = 2.093$ (de la table de la loi de Student),

(g) On remarque que $T_2 \notin]-t_\alpha, t_\alpha[$ alors on rejette H_0 , c'est-à-dire on admet que la taille moyenne des garçons est significativement différente de celle des filles.

3. Le test à réaliser dans ce cas est :

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 \text{ contre } H_1 : \mu_1 > \mu_2$$

(a) Les conditions de ce test sont vérifiées dans la deuxième question (homogénéité de variance et calcul de la variance commune), de plus la statistique correspondante à ce test est la même que celle du test (5), c'est-à-dire $T_3 = T_2 = 4.8522$.

(b) la valeur critique du test est définie cette fois-ci par :

$$t_\alpha = t_{(n_1+n_2-2, 1-\alpha)} = t_{(19, 1-0.05)} = 1.729 \text{ (de la table de la loi de Student),}$$

(c) On remarque que $T_3 > t_\alpha$ alors on rejette H_0 , c'est-à-dire on admet que la taille moyenne des garçons est supérieure à celle des filles.

Solution de l'Exercice 4

1. Déterminer une estimation ponctuelle de la moyenne et de la variance de chaque échantillon.

On a :

$$\begin{aligned} \bar{X} &= \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} x_i = 24.5 \quad \text{et} \quad \bar{Y} = \frac{1}{n_2} \sum_{i=1}^{n_2} y_i = 22 \\ \hat{\sigma}_{c,1}^2 &= \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{i=1}^{n_1} (x_i - \bar{X})^2 = 0.7880 \quad \text{et} \quad \hat{\sigma}_{c,2}^2 = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{i=1}^{n_2} (y_i - \bar{Y})^2 = 0.8700 \end{aligned}$$

2. Supposons qu'on désire savoir si les deux types d'arbres ont la même hauteur en moyenne.

a) Le test à réaliser est bien que le test d'homogénéité de moyennes, qu'on peut formuler comme suit :

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 \text{ contre } H_1 : \mu_1 \neq \mu_2, \quad (*)$$

b) La condition nécessaire pour la réalisation de ce test est que les deux échantillons ont la même variance, c'est-à-dire il faut réaliser d'abord le test suivant :

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \text{ contre } H_1 : \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2.$$

La statistique de ce test (homogénéité de variance) est :

$$F = \frac{\hat{\sigma}_{c,2}^2}{\hat{\sigma}_{c,1}^2}, \text{ car la deuxième variance est plus grande que la première.}$$

La réalisation de cette statistique est : $f = \frac{0.8700}{0.7880} = 1.1041$.

La valeur critique du test, f_α , correspond au fractile d'ordre $1 - \alpha/2 = 1 - 0.02/2 = 0.99$ d'une loi de Fisher de degrés de liberté $(n_2 - 1, n_1 - 1) = (4, 5)$ d'où par la lecture sur la table de la loi de Fisher on obtient $f_\alpha = 11.39$. On constate que $f < f_\alpha$, alors les deux échantillons ont les mêmes variances.

3. On a les deux échantillons sont issus d'une loi normale, mutuellement indépendants de plus ils ont la même variance (voir réponse 2.b)), donc le test (*) sera réaliser à l'aide du test d'homogénéité de moyenne de Student.

a) La statistique du test (*) est :

$$T = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\hat{\sigma}_c \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}},$$

où $\hat{\sigma}_c^2$ est la variance globale des deux échantillons définie par :

$$\hat{\sigma}_c^2 = \frac{(n_1 - 1)\hat{\sigma}_{c,1}^2 + (n_2 - 1)\hat{\sigma}_{c,2}^2}{n_1 + n_2 - 2} = \frac{(6 - 1)0.7880 + (5 - 1)0.8700}{6 + 5 - 2} = 0.8244.$$

Donc, la réalisation de la statistique T est :

$$t = \frac{24.5 - 22}{0.9080 \sqrt{\frac{1}{6} + \frac{1}{5}}} = 4.5469.$$

- b) La valeur critique du test est le fractile d'ordre $1 - \alpha/2 = 1 - .02/2$ d'une loi de Student de degré de liberté $n_1 + n_2 - 2 = 9$, d'où $t_\alpha = 2.821$.
- c) On a $t \notin [-t_\alpha, t_\alpha]$, donc H_0 est fausse, cela signifie que c'est l'hypothèse H_1 qui est vraie c'est-à-dire les deux types d'arbres ont des hauteurs moyennes significativement différentes.

Solution de l'Exercice 5

1. Afin de confirmer ou de démentir ce que l'agent indique, nous devons réaliser le test d'homogénéité de moyenne des deux échantillons, dont la formulation du test est donné par :

$$H_0 : " \mu_X = \mu_Y " \text{ contre } H_1 : " \mu_X \neq \mu_Y ", \quad (7)$$

mais on doit vérifier d'abord l'homogénéité de leurs variances, et cela en réalisant le test suivant :

$$H_0 : " \sigma_X^2 = \sigma_Y^2 " \text{ contre } H_1 : " \sigma_X^2 \neq \sigma_Y^2 ",$$

Notons que les moyennes et les variances des deux échantillons sont données par :

$$\bar{X} = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^9 X_i = \frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 X_i = 252.3333 \text{ et } \bar{Y} = \frac{1}{n_2} \sum_{i=1}^{11} Y_i = \frac{1}{11} \sum_{i=1}^{11} Y_i = 243$$

Sachant que, dans cet exercice, la vraie moyenne est connue où $\mu = 250$ alors

$$\hat{\sigma}_X^2 = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^9 (X_i - \mu)^2 = \frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 (X_i - 250)^2 = 48.6667.$$

$$\hat{\sigma}_Y^2 = \frac{1}{n_2} \sum_{i=1}^{11} (Y_i - \mu)^2 = \frac{1}{11} \sum_{i=1}^{11} (Y_i - 250)^2 = 18.7273.$$

- a) La statistique du test d'homogénéité de variance des deux échantillons est donnée par :

$$F = \frac{\hat{\sigma}_X^2}{\hat{\sigma}_Y^2} \text{ (le fait que } \hat{\sigma}_X^2 > \hat{\sigma}_Y^2 \text{) est sa réalisation est } f = 2.5987.$$

- b) La valeur critique du test, pour $\alpha = 5\%$, est : $f_\alpha = f_{(n_1, n_2, 1-\alpha/2)} = f_{(9, 11, 0.975)} = 3.59$.

- c) On constate que : $f < f_\alpha (2.5987 < 3.59)$, cela signifie que les deux échantillons ont la même variance.

- d) Le fait que les deux échantillons ont la même variance donc on calcule la variance commune définie par :

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{n_1 \hat{\sigma}_X^2 + n_2 \hat{\sigma}_Y^2}{n_1 + n_2} = 32.2000$$

e) Ainsi, la statistique du test d'homogénéité de moyenne (7) est donnée par :

$$T = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\hat{\sigma}^2(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2})}} \quad \text{et sa réalisation est} \quad t = 3.6594.$$

f) La valeur critique du test est : $t_\alpha = t(n_1 + n_2, 1 - \alpha/2) = t(20, 1 - 0.05/2) = 2.086$.

g) On constate que, $t \notin [-t_\alpha, t_\alpha]$, cela signifie que l'agent à raison une fois de plus, les deux types du camembert n'ont pas la même masse moyenne.

2. Le test à réaliser dans ce cas est bien que :

$$H_0 : \mu_Y = 250 \text{'' contre } H_1 : \mu_Y < 250 \text{''}.$$

a) La réalisation de statistique du test est : $t = \frac{\bar{Y} - 250}{\sqrt{\hat{\sigma}_Y^2/n_2}} = -5.3648$

b) La valeur critique du test est : $t_\alpha = t_{(n_2, 1-\alpha)} = t_{(11, 1-0.05)} = 1.796$.

c) On constate que $t < -t_\alpha$ ($-5.3648 < -1.796$), donc l'agent a le droit de pénaliser l'entreprise.

3. Dans cette situation, la statistique du test est la même $t = -5.3648$ et la valeur critique est $t_\alpha = t_{(n_2, 1-\alpha)} = t_{(11, 1-0.02)} = 2.3281$. On constate également que $t < -t_\alpha$ ($-5.3648 < -2.3281$), ce qui confirme que l'agent a le droit de pénaliser l'entreprise le fait que la masse moyenne du deuxième type de camembert est significativement inférieur à la norme ($< 250\text{g}$).

Solution de l'Exercice 6 Les différentes moyennes (de chaque échantillon et globale) sont données par :

$$\bar{X}_1 = 37.40, \bar{X}_2 = 41.00, \bar{X}_3 = 30.80, \bar{X}_4 = 50.20 \text{ et } \bar{X} = 39.85.$$

En exploitant ces dernières quantités pour le calcul des différentes variations on obtient :

	<i>SC</i>	<i>ddl</i>	<i>CM</i>	<i>f</i>	<i>f_α</i>
Inter-groupes	961.2667	3	320.4222	14.1123	5.29
Intra-groupes	363.2833	16	22.7052		
Total	1324.55	19			

On constate que $f > f_\alpha$ cela signifie qu'on doit rejeter H_0 . C'est-à-dire le facteur traitement a une influence significative sur les durées séparant deux crise d'asthme.

Solution de l'Exercice 7

1. Les estimations des différentes moyennes $\mu_1, \mu_2, \mu_3, \mu_4$ et m sont données respectivement par :

$$\begin{aligned} \triangleright \bar{X}_1 &= \frac{1}{n_1} \sum_{j=1}^{n_1} x_{1j} = \frac{1}{3}(137) = 45.67, & \triangleright \bar{X}_2 &= \frac{1}{n_2} \sum_{j=1}^{n_2} x_{2j} = \frac{1}{5}(255) = 51.00, \\ \triangleright \bar{X}_3 &= \frac{1}{n_3} \sum_{j=1}^{n_3} x_{3j} = \frac{1}{4}(180) = 45.00, & \triangleright \bar{X}_4 &= \frac{1}{n_4} \sum_{j=1}^{n_4} x_{4j} = \frac{1}{4}(178) = 44.50, \end{aligned}$$

$$\text{et } \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^4 n_i \bar{X}_i = \frac{1}{16}(3 * 45.67 + 5 * 51.00 + 4 * 45.00 + 4 * 44.50) = 46.8750.$$

2. Considérons l'hypothèse (H_0) : les rendements moyens de chaque variété sont égaux.

a) Dans ce cas, le problème est le même que celui de l'exercice précédent. Contrairement à ce dernier, on remarque que les tailles des échantillons ne sont pas les mêmes, mais le raisonnement de l'ANOVA ne changera pas. En effet, la décomposition de la variation totale dans cette situation

sera :

$$\underbrace{\sum_{j=1}^p \sum_{i=1}^{n_j} (X_{ij} - \bar{X})^2}_{SC_{Tot}} = \underbrace{\sum_{j=1}^p \sum_{i=1}^{n_j} (X_{ij} - \bar{X}_j)^2}_{SC_{Res}} + \underbrace{\sum_{j=1}^p n_j (\bar{X}_j - \bar{X})^2}_{SC_{Fac}}, \quad (8)$$

où, n_j : est la taille du $j^{\text{ième}}$ échantillon (groupe).

SC_{Tot} : est la variation totale qui représente dispersion des données autour de la moyenne générale.

SC_{Fac} : est la variation due au facteur qui représente dispersion des moyennes autour de la moyenne générale.

SC_{Res} : est la variation résiduelle qui représente dispersion des données à l'intérieur de chaque échantillon autour de sa moyenne.

	Somme des carrés	Degrés de libertés	Carré moyen	ratio
source de variation	SC	ddl	CM	F_{obs}
Inter-groupe	126.0833	3	42.0278	1.9128
Intra-groupe	263.6667	12	21.9722	
Total	389.7500	15		

- b) On a d'une part $F_{obs} = 1.9128$ et d'autre part $f_{\alpha} = f(3, 12, 1 - 0.01) = 5.9525$, alors on rejette pas H_0 car $F_{obs} < f_{\alpha}$, cela signifie qu'il y a pas une différence significative entre les rendements des différentes variétés d'orge.