

Contrôle Continu N° 3

Responsable : H LI

Consignes

- Les documents et le téléphone ne sont pas autorisés.
- La durée de l'épreuve : 120 minutes

Conseils

- Inscrivez dans la grille en haut à droite le numéro d'anonymat avant de coder chacun de ses caractères dans la colonne qu'il surplombe.
- Effectuez vos calculs avec une précision de **4 décimales**, même si vous ne les reportez pas toutes sur la fiche de lecture optique.
- Inscrivez uniquement les valeurs absolues des résultats numériques. Il n'y a pas de place pour le signe négatif.
- Pour chaque question, vous devez noircir (au stylo à bille noir) au maximum trois cases sur la ligne correspondante, ne cochez pas plus d'une case par colonne.
- Exemples :
 - pour reporter la valeur 3, noircir les cases 3
 - pour reporter la valeur 75, noircir les cases 70 5
 - pour reporter la valeur 305, noircir les cases 300 00 5
- Pour chaque réponse, il y a une deuxième ligne qui sert à la rectification.

Exercice 1

Selon l'INSEE, 14,2 % (noté p_0) des ménages en 2015 vivaient dans la pauvreté. Le maire d'une grande agglomération a affirmé que la proportion de pauvreté p chez lui était bien inférieure à ce chiffre, en s'appuyant sur le résultat d'un échantillon (x_1, \dots, x_n) de taille $n=1650$ (ménages) avec seulement $\sum_{i=1}^n x_i = 220$ vivant dans la pauvreté en 2015 puisque $\bar{x} = 220/1650 \approx 0.1333 < 0.142$.

Un bureau d'étude souhaite vérifier l'affirmation du maire par un test statistique.

1. Pour pouvoir appuyer l'affirmation du maire, avec un risque majoré, le bureau doit effectuer :

1. un test bilatéral $\mathbf{H}_0 : \bar{x} = 0.142$ contre $\mathbf{H}_1 : \bar{x} \neq 0.142$
2. un test bilatéral $\mathbf{H}_0 : p = 0.142$ contre $\mathbf{H}_1 : p \neq 0.142$
3. un test bilatéral $\mathbf{H}_0 : p \neq 0.142$ contre $\mathbf{H}_1 : p = 0.142$
4. un test unilatéral à droite $\mathbf{H}_0 : p < 0.142$ contre $\mathbf{H}_1 : p \geq 0.142$
5. un test unilatéral à droite $\mathbf{H}_0 : \bar{x} \leq 0.142$ contre $\mathbf{H}_1 : \bar{x} > 0.142$
6. un test unilatéral à droite $\mathbf{H}_0 : p \leq 0.142$ contre $\mathbf{H}_1 : p > 0.142$
7. un test unilatéral à gauche $\mathbf{H}_0 : \bar{x} \geq 0.142$ contre $\mathbf{H}_1 : \bar{x} < 0.142$
8. un test unilatéral à gauche $\mathbf{H}_0 : p \geq 0.142$ contre $\mathbf{H}_1 : p < 0.142$
9. un test unilatéral à gauche $\mathbf{H}_0 : p > 0.142$ contre $\mathbf{H}_1 : p \leq 0.142$

Si vous choisissez la réponse 2, inscrivez 2 (ou 000 00 2) pour cette question No 1.

2. La statistique du test utilisée est donnée par :

- | | |
|--|--|
| 1. $\frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{S_c};$ | 5. $\frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{S_{x,c}^2/n_1 + S_{y,c}^2/n_2}};$ |
| 2. $\frac{(n-1)S_c^2}{\sigma_0^2};$ | 6. $\frac{\sqrt{n}(\bar{X} - p_0)}{\sqrt{p_0(1-p_0)}};$ |
| 3. $\frac{S_{x,c}^2}{S_{y,c}^2};$ | 7. $\frac{(\bar{X} - \bar{Y})}{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})(1/n_1 + 1/n_2)}};$ |
| 4. $\frac{\bar{X} - \bar{Y}}{S_c \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}};$ | |

Si vous choisissez la réponse 1, inscrivez 1 (ou 000 00 1) pour cette question No 2.

3. La statistique utilisée en question 2, lorsque $p = p_0$, suit

- | | |
|------------------------|-------------------------------------|
| 1.une loi de Student | 5.une loi normale |
| 2.une loi de Khi-deux | 6.une loi approximativement normale |
| 3.une loi de Bernoulli | 7.une loi de Fisher |
| 4.une loi binomiale | 8.une loi de Poisson |

4. La forme de la zone de rejet est

- | | |
|---------------------------------------|--|
| 1. $[0, C_1[\cup]C_2, \infty[$ | 5. $] - C, C[$ |
| 2. $]C_1, C_2[$ | 6. $]C, \infty[$ |
| 3. $[0, C[$ | 7. $] - \infty, -C[$ |
| 4. $] - \infty, -C[\cup]C, \infty[$ | 8. aucune des formes précédentes ne convient |

5. Pour répondre à la question 1 au seuil de $\alpha = 0.01$, choisissez la valeur critique C

- | | |
|----------------------------------|-------------------------------------|
| 1.qnorm((0.995)=2.575829 | 6.-qnorm((0.995)= - 2.575829 |
| 2.qnorm((0.99)=2.326348 | 7.-qnorm((0.99)= - 2.326348 |
| 3.qt(0.995,df=n-1) = 2.578814 | 8.-qt(0.995,df=n-1)= - 2.578814 |
| 4.qt(0.99,df=n-1) = 2.328611 | 9.-qt(0.99,df=n-1) = -2.328611 |
| 5.qchisq(0.995,df=n-1) = 1800.68 | 10.-qchisq(0.995,df=n-1) = -1800.68 |

6. Calculez la valeur de la statistique utilisée en Question 2 arrondie à deux chiffres après la virgule. Multipliez cette valeur arrondie par **100**, puis reportez la valeur absolue du résultat sur la fiche de lecture optique.
7. Pour formuler la décision du test, choisissez parmi les arguments ci-dessous :
1. on conserve H_0 car p-valeur ≥ 0.99
 2. on conserve H_0 car p-valeur < 0.01
 3. on conserve H_0 car la valeur de la statistique du test n'appartient pas à la zone de rejet
 4. on conserve H_0 car la valeur de la statistique du test appartient à la zone de rejet
 5. on rejette H_0 car la valeur de la statistique du test n'appartient pas à la zone de rejet
 6. on rejette H_0 car la valeur de la statistique du test appartient à la zone de rejet
 7. on rejette H_0 car p-valeur ≤ 0.99
 8. on rejette H_0 car p-valeur ≥ 0.01
 9. on rejette H_0 car p-valeur appartient à la zone de rejet
 10. on rejette H_0 car la valeur de la statistique du test < 0.01
8. En conclusion :
1. on conserve H_0 avec une erreur majoré par 0.01
 2. on conserve H_0 avec un risque d'erreur majoré par 0.01
 3. on conserve H_0 avec une risque non majoré
 4. on conserve H_0 avec une erreur de première espèce
 5. on conserve H_0 avec un risque de première espèce
 6. on rejette H_0 avec une erreur de deuxième espèce
 7. on rejette H_0 avec un risque de deuxième espèce
 8. on rejette H_0 avec une erreur de première espèce
 9. on rejette H_0 avec un risque de première espèce
9. (Plus difficile) Si la valeur de $\bar{x} = 220/1650$ reste inchangée quelle que soit la taille n, déterminez le plus petit entier n_0 pour lequel le bureau approuve l'affirmation du maire avec un risque de se tromper majoré par 0.01. Arrondissez $n_0/10$ à un entier, puis le reportez sur la fiche de lecture optique.

Exercice 2 :

Un sociologue effectue une étude sur les enfants vivant avec une personne adulte autre que leurs parents biologiques. Il souhaite notamment comparer les deux proportions p_1 et p_2 de deux régions pour voir s'il y a une différence significative au seuil de $\alpha = 0.05$. Pour ce faire, il prélève un échantillon dans chacune de deux régions, constate que

l'échantillon	la taille	dont le nombre enfants vivant avec une autre personne adulte
(X_1, \dots, X_{n_1})	$n_1 = 5759$	236
(Y_1, \dots, Y_{n_2})	$n_2 = 6839$	243

10. Le sociologue doit effectuer :

1. un test bilatéral $\mathbf{H}_0 : p_1 \neq p_2$ contre $\mathbf{H}_1 : p_1 = p_2$
2. un test bilatéral $\mathbf{H}_0 : p_1 = p_2$ contre $\mathbf{H}_1 : p_1 \neq p_2$
3. un test bilatéral $\mathbf{H}_0 : \bar{x} \neq \bar{y}$ contre $\mathbf{H}_1 : \bar{x} = \bar{y}$
4. un test bilatéral $\mathbf{H}_0 : \bar{x} = \bar{y}$ contre $\mathbf{H}_1 : \bar{x} \neq \bar{y}$
5. un test unilatéral à droite $\mathbf{H}_0 : p_1 \leq p_2$ contre $\mathbf{H}_1 : p_1 > p_2$
6. un test unilatéral à droite $\mathbf{H}_0 : p_1 < p_2$ contre $\mathbf{H}_1 : p_1 \geq p_2$
7. un test unilatéral à droite $\mathbf{H}_0 : \bar{x} \leq \bar{y}$ contre $\mathbf{H}_1 : \bar{x} > \bar{y}$
8. un test unilatéral à gauche $\mathbf{H}_0 : p_1 \geq p_2$ contre $\mathbf{H}_1 : p_1 < p_2$
9. un test unilatéral à gauche $\mathbf{H}_0 : p_1 > p_2$ contre $\mathbf{H}_1 : p_1 \leq p_2$
10. un test unilatéral à gauche $\mathbf{H}_0 : \bar{x} \geq \bar{y}$ contre $\mathbf{H}_1 : \bar{x} < \bar{y}$

11. La statistique du test est donnée par

$$\begin{array}{ll}
 1. \quad \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{S_c}; & 5. \quad \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{S_{x,c}^2/n_1 + S_{y,c}^2/n_2}}; \\
 2. \quad \frac{(n-1)S_c^2}{\sigma_0^2}; & 6. \quad \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - p_0)}{\sqrt{p_0(1-p_0)}}; \\
 3. \quad \frac{S_{x,c}^2}{S_{y,c}^2}; & 7. \quad \frac{(\bar{X} - \bar{Y})}{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})(1/n_1 + 1/n_2)}}; \\
 4. \quad \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{S_c \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}; &
 \end{array}$$

12. La statistique utilisée en question 11, lorsque $p_1 = p_2$, suit

- | | |
|-------------------------|--------------------------------------|
| 1. une loi de Student | 5. une loi normale |
| 2. une loi de Khi-deux | 6. une loi approximativement normale |
| 3. une loi de Bernoulli | 7. une loi de Fisher |
| 4. une loi binomiale | 8. une loi de Poisson |

13. Si on choisit le test **unilatéral à droite** (*uniquement pour cette question, indépendamment de la réponse à question 10*), la forme de la zone de rejet sera

- | | |
|---------------------------------------|--|
| 1. $[0, C_1[\cup]C_2, \infty[$ | 5. $] - C, C[$ |
| 2. $]C_1, C_2[$ | 6. $]C, \infty[$ |
| 3. $[0, C[$ | 7. $] - \infty, -C[$ |
| 4. $] - \infty, -C[\cup]C, \infty[$ | 8. aucune des formes précédentes ne convient |

14. Choisissez (indépendamment de la réponse à la question 13), la valeur critique C
1. `qnorm((0.975)= 1.959964`
 2. `qnorm((0.95)= 1.644854`
 3. `qt(0.975,df=n-1)= 1.960376`
 4. `qt(0.95, df=n-1)= 1.645118`
 5. `qchisq(0.95,df=n-1)= 5936.659`
 6. `-qnorm((0.975)=- 1.959964`
 7. `-qnorm((0.95)=- 1.644854`
 8. `-qt(0.975,df=n-1)=- 1.960376`
 9. `-qt(0.95, df=n-1)= -1.645118`
 10. `-qchisq(0.995, df=n-1)= - 5936.659`
15. Pour obtenir la valeur de la statistique utilisée en Question 11 avec précision, déterminez d'abord la valeur de son **numérateur** à **quatre** chiffres après la virgule avant de diviser la valeur de son **dénominateur qui vaut 0.00342**. Arrondissez la valeur de la statistique à deux chiffres après la virgule. Multipliez cette valeur arrondie par **100**, puis reportez la valeur absolue du résultat sur la fiche de lecture optique.
16. Pour formuler la décision du test, choisissez (indépendamment de la réponse à la question 13) parmi les arguments ci-dessous :
1. on conserve H_0 car p-valeur ≥ 0.95
 2. on conserve H_0 car p-valeur ≥ 0.05
 3. on conserve H_0 car p-valeur n'appartient pas à la zone de rejet
 4. on conserve H_0 car la valeur de la statistique du test appartient à la zone de rejet
 5. on rejette H_0 car p-valeur ≤ 0.95
 6. on rejette H_0 car p-valeur < 0.05
 7. on rejette H_0 car p-valeur appartient à la zone de rejet
 8. on rejette H_0 car p-valeur n'appartient pas à la zone de rejet
 9. on rejette H_0 car la valeur de la statistique du test < 0.05 .
17. En conclusion :
1. on conserve H_0 avec une erreur majoré par 0.05
 2. on conserve H_0 avec un risque d'erreur non majoré
 3. on conserve H_0 avec une erreur de première espèce
 4. on conserve H_0 avec un risque de première espèce
 5. on rejette H_0 avec une erreur de première espèce
 6. on rejette H_0 avec un risque de première espèce
 7. on rejette H_0 avec une erreur de deuxième espèce
 8. on rejette H_0 avec un risque de deuxième espèce
 9. on rejette H_0 avec un risque non majoré

Exercice 3 :

Pour étudier l'effet du sport sur la fréquence cardiaque au repos, une scientifique prélève un échantillon (X_1, \dots, X_{n_1}) de taille n_1 parmi les jeunes qui pratiquent au moins un sport régulièrement dont l'espérance de la fréquence cardiaque est notée μ_1 et un autre échantillon (Y_1, \dots, Y_{n_2}) de taille n_2 parmi les jeunes de mêmes âges mais ne pratiquant aucun sport dont l'espérance de la fréquence cardiaque est notée μ_2 . Voici les résumés :

catégorie	la taille de l'échantillon	la moyenne	l'écart-type
sportifs	$n_1 = 78$	$\bar{x} = 63$	$s_{x,c} = 13.5$
non sportifs	$n_2 = 126$	$\bar{y} = 71$	$s_{y,c} = 17.2$

La scientifique tente à démontrer que la pratique régulière fait baisser la fréquence cardiaque au repos, c'est-à-dire que $\mu_1 < \mu_2$ au seuil de $\alpha = 0.05$.

18. Pour pouvoir majorer le risque de se tromper, la scientifique doit effectuer :

1. un test unilatéral à droite $\mathbf{H}_0 : \bar{x} = \bar{y}$ contre $\mathbf{H}_1 : \bar{x} \neq \bar{y}$
2. un test bilatéral $\mathbf{H}_0 : \mu_1 \neq \mu_2$ contre $\mathbf{H}_1 : \mu_1 = \mu_2$
3. un test bilatéral $\mathbf{H}_0 : \mu_1 = \mu_2$ contre $\mathbf{H}_1 : \mu_1 \neq \mu_2$
4. un test unilatéral à droite $\mathbf{H}_0 : \bar{x} \leq \bar{y}$ contre $\mathbf{H}_1 : \bar{x} > \bar{y}$
5. un test unilatéral à gauche $\mathbf{H}_0 : \bar{x} \geq \bar{y}$ contre $\mathbf{H}_1 : \bar{x} < \bar{y}$
6. un test unilatéral à droite $\mathbf{H}_0 : \mu_1 < \mu_2$ contre $\mathbf{H}_1 : \mu_1 \geq \mu_2$.
7. un test unilatéral à droite $\mathbf{H}_0 : \bar{x} \leq \bar{y}$ contre $\mathbf{H}_1 : \bar{x} > \bar{y}$
8. un test unilatéral à gauche $\mathbf{H}_0 : \bar{x} \geq \bar{y}$ contre $\mathbf{H}_1 : \bar{x} < \bar{y}$
9. un test unilatéral à gauche $\mathbf{H}_0 : \mu_1 > \mu_2$ contre $\mathbf{H}_1 : \mu_1 \leq \mu_2$
10. un test unilatéral à gauche $\mathbf{H}_0 : \mu_1 \geq \mu_2$ contre $\mathbf{H}_1 : \mu_1 < \mu_2$

19. Voici le résultat de la commande `shapiro.test(x)`

W = 0.9818, p-value = 0.3295

En ce qui concerne la décision sur l'hypothèse $\mathbf{H}_{0,x}^n$ de la normalité des X_i au seuil de 0.10,

1. on conserve $\mathbf{H}_{0,x}^n$ avec une erreur majoré par 0.10
2. on conserve $\mathbf{H}_{0,x}^n$ avec un risque d'erreur non majoré
3. on conserve $\mathbf{H}_{0,x}^n$ avec une erreur de première espèce
4. on conserve $\mathbf{H}_{0,x}^n$ avec une erreur de deuxième espèce
5. on rejette $\mathbf{H}_{0,x}^n$ avec une erreur de première espèce
6. on rejette $\mathbf{H}_{0,x}^n$ avec une erreur de deuxième espèce
7. on rejette $\mathbf{H}_{0,x}^n$ avec un risque de première espèce
8. on rejette $\mathbf{H}_{0,x}^n$ avec un risque de deuxième espèce
9. on rejette $\mathbf{H}_{0,x}^n$ avec un risque non majoré

20. Voici le résultat de la commande shapiro.test(y)

W = 0.98955, p-value = 0.4582

En ce qui concerne la décision sur l'hypothèse $\mathbf{H}_{0,y}^n$ de la normalité des Y_j au seuil de 0.10,

1. on conserve $\mathbf{H}_{0,y}^n$ avec une erreur majoré par 0.10
2. on conserve $\mathbf{H}_{0,y}^n$ avec un risque d'erreur non majoré
3. on conserve $\mathbf{H}_{0,y}^n$ avec une erreur de première espèce
4. on conserve $\mathbf{H}_{0,y}^n$ avec une erreur de deuxième espèce
5. on rejette $\mathbf{H}_{0,y}^n$ avec une erreur de première espèce
6. on rejette $\mathbf{H}_{0,y}^n$ avec une erreur de deuxième espèce
7. on rejette $\mathbf{H}_{0,y}^n$ avec un risque de première espèce
8. on rejette $\mathbf{H}_{0,y}^n$ avec un risque de deuxième espèce
9. on rejette $\mathbf{H}_{0,y}^n$ avec un risque non majoré

21. Pour tester $\mathbf{H}_0^v : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ contre $\mathbf{H}_1^v : \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$, on utilise la statistique

- | | |
|---|---|
| 1. $\frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{S_c}$; | 5. $\frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{S_{x,c}^2/n_1 + S_{y,c}^2/n_2}}$; |
| 2. $\frac{(n-1)S_c^2}{\sigma_0^2}$; | 6. $\frac{\sqrt{n}(\bar{X} - p_0)}{\sqrt{p_0(1-p_0)}}$; |
| 3. $\frac{S_{x,c}^2}{S_{y,c}^2}$; | 7. $\frac{(\bar{X} - \bar{Y})}{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})(1/n_1 + 1/n_2)}}$; |
| 4. $\frac{\bar{X} - \bar{Y}}{S_c \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$; | |

22. La statistique utilisée en question 21 suit

- | | |
|------------------------|-------------------------------------|
| 1.une loi de Student | 5.une loi normale |
| 2.une loi de Khi-deux | 6.une loi approximativement normale |
| 3.une loi de Bernoulli | 7.une loi de Fisher |
| 4.une loi binomiale | 8.une loi de Poisson |

23. La forme de sa zone de rejet (question 21) est

- | | |
|---------------------------------------|--|
| 1. $[0, C_1[\cup]C_2, \infty[$ | 5. $] - C, C[$ |
| 2. $]C_1, C_2[$ | 6. $]C, \infty[$ |
| 3. $[0, C[$ | 7. $] - \infty, -C[$ |
| 4. $] - \infty, -C[\cup]C, \infty[$ | 8. aucune des formes précédentes ne convient |

24. Choisissez la valeur critique C_1 (pour le test en question 21) au seuil de $\alpha = 0.05$,

1. `qnorm((0.975)= 1.959964`
2. `qnorm((0.95)= 1.644854`
3. `qt(0.95, df=n-1)= 1.645118`
4. `qf(0.025,77,125) = 0.6610864`
5. `qf(0.05,77,125) = 0.7070556`
6. `-qnorm((0.975)= -1.959964`
7. `-qnorm((0.95)= -1.644854`
8. `-qt(0.95, df=n-1)= -1.645118`
9. `qf(0.95,77,125)= 1.392169`
10. `qf(0.975,77,125)= 1.483271`

25. Choisissez la valeur critique C_2 (pour le test en question 21) au seuil de $\alpha = 0.05$,

1. `qnorm((0.975)= 1.959964`
2. `qnorm((0.95)= 1.644854`
3. `qt(0.95, df=n-1)= 1.645118`
4. `qf(0.025,77,125) = 0.6610864`
5. `qf(0.05,77,125) = 0.7070556`
6. `-qnorm((0.975)= -1.959964`
7. `-qnorm((0.95)= -1.644854`
8. `-qt(0.95, df=n-1)= -1.645118`
9. `qf(0.95,77,125)= 1.392169`
10. `qf(0.975,77,125)= 1.483271`

26. Calculez la valeur de la statistique utilisée en Question 21 arrondie à deux chiffres après la virgule. Multipliez cette valeur arrondi par 100 avant de reporter sur la fiche de lecture optique.

27. En ce qui concerne la décision sur l'hypothèse H_0^v de l'égalité de deux variances théoriques au seuil de 0.05,

1. on conserve \mathbf{H}_0^v avec une erreur majoré par 0.05
2. on conserve \mathbf{H}_0^v avec un risque non majoré
3. on conserve \mathbf{H}_0^v avec une erreur de deuxième espèce
4. on conserve \mathbf{H}_0^v avec une erreur de première espèce
5. on rejette \mathbf{H}_0^v avec une erreur de première espèce
6. on rejette \mathbf{H}_0^v avec une erreur de deuxième espèce
7. on rejette \mathbf{H}_0^v avec un risque de première espèce
8. on rejette \mathbf{H}_0^v avec un risque de deuxième espèce
9. on rejette \mathbf{H}_0^v avec un risque non majoré

28. La statistique du test pour la question 18 est donnée par

$$\begin{array}{ll}
 1. \quad \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{S_c}; & 5. \quad \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{S_{x,c}^2/n_1 + S_{y,c}^2/n_2}}; \\
 2. \quad \frac{(n-1)S_c^2}{\sigma_0^2}; & 6. \quad \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - p_0)}{\sqrt{p_0(1-p_0)}}; \\
 3. \quad \frac{S_{x,c}^2}{S_{y,c}^2}; & 7. \quad \frac{(\bar{X} - \bar{Y})}{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})(1/n_1 + 1/n_2)}}; \\
 4. \quad \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{S_c \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}; &
 \end{array}$$

29. La statistique utilisée en question 18, lorsque $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$, suit

- | | |
|------------------------------|-------------------------------------|
| 1.approx. une loi de Student | 5.une loi normale |
| 2.une loi de Khi-deux | 6.une loi approximativement normale |
| 3.une loi de Bernoulli | 7.une loi de Fisher |
| 4.une loi binomiale | 8.une loi de Poisson |

30. La forme de sa zone de rejet est

- | | |
|---------------------------------------|--|
| 1. $[0, C_1[\cup]C_2, \infty[$ | 5. $] - C, C[$ |
| 2. $]C_1, C_2[$ | 6. $]C, \infty[$ |
| 3. $[0, C[$ | 7. $] - \infty, C[$ |
| 4. $] - \infty, -C[\cup]C, \infty[$ | 8. aucune des formes précédentes ne convient |

On admet que ses degrés de libertés vaut $ddl = 191$.

31. Choisissez la valeur critique C pour un seuil de 0.05.

1. `qnorm(0.95)` = 1.959964
2. `qt(0.975, df=191-1)` = 1.972528
3. `qt(0.95, df=191-1)` = 1.652913
4. `qt(0.975, df=191)` = 1.972462
5. `qt(0.95, df=191)` = 1.652871
6. `-qnorm((0.975))` = - 1.959964
7. `-qt(0.975, df=191-1)` = -1.972528
8. `-qt(0.95, df=191-1)` = -1.652913
9. `-qt(0.975, df=191)` = -1.972462
10. `-qt(0.95, df=191)` = -1.652871

32. Calculez la valeur de la statistique utilisée en Question 18 arrondie à deux chiffres après la virgule. Multipliez cette valeur arrondie par **-100**, puis reportez le résultat sur la fiche de lecture optique.

33. Pour formuler la décision du test, choisissez parmi les arguments ci-dessous :

1. on conserve H_0 car p-valeur ≥ 0.95
2. on conserve H_0 car p-valeur < 0.05
3. on conserve H_0 car la valeur de la statistique du test appartient à la zone de rejet
4. on conserve H_0 car la valeur de la statistique du test n'appartient pas à la zone de rejet
5. on rejette H_0 car la valeur de la statistique du test appartient à la zone de rejet
6. on rejette H_0 car p-valeur ≤ 0.95
7. on rejette H_0 car p-valeur ≥ 0.05
8. on rejette H_0 car p-valeur appartient à la zone de rejet
9. on rejette H_0 car la valeur de la statistique du test < 0.05

34. En conclusion :

1. on conserve H_0 avec un risque majoré par 0.05
2. on conserve H_0 avec un risque d'erreur non majoré
3. on conserve H_0 avec une erreur de première espèce
4. on conserve H_0 avec une erreur de deuxième espèce
5. on rejette H_0 avec une erreur de première espèce
6. on rejette H_0 avec une erreur de deuxième espèce
7. on rejette H_0 avec un risque majoré
8. on rejette H_0 avec un risque non majoré
9. on rejette H_0 avec un risque de deuxième espèce

———— FIN ————