

TUTORAT UE 4 2014-2015 – Biostatistiques

CORRECTION Séance n°5 – Semaine du 27/10/2014

Tests statistiques M. Molinari

QCM n°1 : C, D, E

- A. Faux. Ici, on étudie les 8 mêmes étudiants avant leur entrée en PACES puis après leur entrée en PACES donc les données sont appariées.
- B. Faux. Le test du X^2 de Mac Nemar s'utilise pour des données qualitatives, or ici les données sont quantitatives continues (une durée). On utilise le test de Student pour données appariées.
- C. **Vrai.** On construit d'abord une ligne pour les différences :

x_1-x_2	+4,2	-2,8	+0,5	-2,1	+0,7	-1,2	+4,4	+2
-----------	------	------	------	------	------	------	------	----

On calcule la moyenne de l'échantillon des différences en tenant compte des signes : $m=0,7125$.

On calcule la variance : $\sum(X_1-X_2)^2=55,43$ donc $s^2=\frac{55,43}{8} - (0,7125)^2=6,421$.

On calcule l'écart type estimé dans la population : $S=\sqrt{\frac{8}{7} \times s^2} = 2,709$.

On peut ensuite calculer $t_{obs}=\frac{0,7125-0}{\frac{2,709}{\sqrt{8}}} = 0,7439$ soit 0,74 à 10^{-2} près.

- D. **Vrai.** Si $\alpha=0,05$ alors $t_\alpha=2,365$ et si $\alpha=0,3$ alors $t_\alpha=1,119$. Dans les deux cas $t_{obs}<t_\alpha$, donc on ne peut pas rejeter H_0 .
- E. **Vrai.** Pour les tests statistiques, augmenter la taille de l'échantillon permet d'augmenter la puissance du test.

QCM n°2 : A, D, E

- A. **Vrai.** On compare une moyenne théorique à une moyenne observée dans un échantillon de grande taille (>30).
- B. Faux. Etant donné que l'échantillon est de grande taille (>30), ce n'est pas nécessaire car la moyenne de la variable va converger vers une loi Normale. On doit supposer que la variable suit une loi normale si l'échantillon est inférieur à 30 sujets (pour le test de Student).
- C. Faux. $t_{obs} = \frac{2,01-1,92}{\frac{\sqrt{0,1024}}{\sqrt{72}}} = 2,39$.
- D. **Vrai.** On lit $t_\alpha=1,96$ dans la table de la loi normale ($\alpha=0,05$), $t_\alpha < t_{obs}$ donc on peut rejeter H_0 .
- E. **Vrai.** On fait une lecture inverse de la table de l'écart réduit et on cherche à encadrer t_{obs} : $2,326 < t_{obs} < 2,576$ donc la p-value est comprise entre 0,01 et 0,02.

QCM n°3 : A, B, C, D

- A. **Vrai.** L'hypothèse composite ou complémentaire est l'hypothèse H1.
B. **Vrai.** Le test de Student permet de comparer deux moyennes sur deux échantillons indépendants. Il nécessite des conditions d'applications : normalité des valeurs (car petits échantillons) et égalité des variances. Il faut donc vérifier l'égalité des variances avec le test F.

Test F : $t_{obs} = \frac{\frac{21}{20} \times 0,29^2}{\frac{16}{15} \times 0,21^2} = 1,88$ Et dans la table de Fisher pour $\alpha=0,05$ on a $t_{\alpha}=2,33$. $t_{obs} < t_{\alpha}$ donc on peut accepter l'hypothèse de l'égalité des variances : on peut appliquer le test de Student.

- C. **Vrai.** Test de Student: on calcule d'abord $S^2 = \frac{(n1-1)S1^2 + (n2-1)S2^2}{n1+n2-2} = \frac{20 \times \frac{21}{20} \times 0,29^2 + 15 \times \frac{16}{15} \times 0,21^2}{21+16-2} = 0,07062$ puis

$$t_{obs} = \frac{2,74 - 2,55}{\sqrt{\frac{S^2}{21} + \frac{S^2}{16}}} = 2,15.$$

- D. **Vrai.** On lit t_{α} dans la table de Student à $21+16-2=35$ ddl, soit la dernière ligne ($+\infty$, converge vers la loi Normale) : $t_{\alpha}=1,96$. On rejette H_0 au risque de 5%.
E. **Faux.** On a démontré ici une association statistique, mais il faut un faisceau d'arguments (incluant le lien statistique) pour aboutir à une conclusion clinique. Les tests ne permettent que d'établir une conclusion statistique.

QCM n°4 : F

- A. **Faux.** Le test ANOVA permet la comparaison de moyennes de plusieurs échantillons indépendants.
B. **Faux.** Parmi les conditions d'application, il y a aussi l'égalité des variances des différents échantillons.
C. **Faux.** Le test ANOVA est un test global : l'hypothèse H1 suppose qu'au moins l'une (parfois plus) des moyennes (peu importe laquelle) des différents échantillons est différente d'une autre.
D. **Faux.** Cf. item C.
E. **Faux.** Sous H_0 , la statistique de test suit une distribution de la loi de Fisher.
F. **Vrai.**

QCM n°5 : D, E

- A. **Faux.** On souhaite comparer deux moyennes entre deux échantillons indépendants.
B. **Faux.** Le test de Student pour données indépendantes nécessite des conditions d'application : la variable doit suivre une loi normale, égalité des variances.

Pour tester l'égalité des variances, on fait le test F :

$$t_{obs} = \frac{0,23^2}{0,12^2} = \frac{0,23^2}{0,12^2} = 3,67.$$

$t_{\alpha} = 2,98$ avec la table du test de Fisher. On a $t_{\alpha} < t_{obs}$ donc on doit rejeter l'hypothèse H_0 : les variances ne sont pas égales, on ne peut pas appliquer le test de Student. Il faut utiliser le test d'Aspin Welch qui ne nécessite qu'une condition d'application : la variable suit la loi Normale.

- C. **Faux.** Pour le test d'Aspin Welch, on lit t_{α} dans la table de la loi de Student.

Pour connaître le degré de liberté m : on calcule $c = \frac{\frac{0,23^2}{11}}{\frac{0,23^2}{11} + \frac{0,12^2}{11}} = \frac{529}{673}$ puis $\frac{1}{m} = \frac{c^2}{10} + \frac{(1-c)^2}{10}$ soit

$m=15,06$ donc le degré de liberté est 15.

- D. **Vrai.** $t_{obs} = \frac{0,56 - 0,48}{\sqrt{\frac{0,23^2}{11} + \frac{0,12^2}{11}}} = 1,02.$

- E. **Vrai.** Pour $\alpha=0,05$, $t_{\alpha}=2,131$ donc on ne peut pas rejeter H_0 .

QCM n°6 : B, C, E

- A. Faux. Les données sont indépendantes, on utilise un test de Mann Whitney.
- B. **Vrai.**
- C. **Vrai.**
- D. Faux. « Les femmes et les hommes ont un seuil de douleur égal » (ce qu'on veut rejeter).
- E. **Vrai.**

Valeurs	9	12	13	15	15	16	16	17	17	18
Rang	1	2	3	4,5	4,5	6,5	6,5	8,5	8,5	10

$S_{rg\ Hommes}=31,5$ et $S_{rg\ Femmes}=23,5$, on a donc $U_{Hommes}=5 \times 5 + \frac{5 \times 6}{2} - 31,5 = 8,5$ et $U_{Femmes}=5 \times 5 + \frac{5 \times 6}{2} - 23,5 = 16,5$.
 $U=8,5$ et $U_{\alpha}=2$ à 5% et 0 à 1% (lire à (0 ; 5)), soit $U > U_{\alpha}$, on ne rejette pas H_0 .

QCM n°7 : C

- A. Faux. Les données sont appariées car on travaille sur les mêmes personnes, avant et après une campagne de prévention. On utilise donc le test de Wilcoxon
Remarque : on aurait pu utiliser le test des signes, mais Wilcoxon est plus puissant.
- B. Faux. On teste l'hypothèse nulle « les deux distributions sont identiques » ou « la campagne de prévention n'apporte aucun changement ».
- C. **Vrai.** On travaille sur la différence avant-après (ou l'inverse)

Valeurs	0	4	5	-2	3	6	-1	6
Rang	-	4	5	2	3	6,5	1	6,5

$S_{rang\ +}=25$ et $S_{Rang\ -}=3$ donc $S=3$.

- D. Faux. Comme $m = \text{effectif-différences nulles} = 7 < 30$, on lit directement dans la table le S_{seuil} , qui est égal à 2 (à 5%) et 0 (à 2%), donc on ne rejette H_0 ni au risque de 5%, ni au risque de 2%.
- E. Faux. Cf. item D.

QCM n°8 : B

- A. Faux. C'est l'inverse.
- B. **Vrai.**
- C. Faux. $T=30$ (la valeur minimale entre les différences positives et négatives), et $m=100-20=80$, donc m est grand. On fait alors l'approximation par la loi normale $N(0,5m ; 0,5\sqrt{m})$, soit $N(40 ; 2\sqrt{5})$.
 $Z = \frac{T+0,5-\mu}{\sigma} = \frac{30,5-40}{2\sqrt{5}} = 2,12$.
- D. Faux. On lit dans la table un $t_{\alpha}=1,96$ (à 5%) ou 2,576 (à 1%). Dans le premier cas, $|Z| > t_{\alpha}$, on rejette H_0 . Mais pour $\alpha=0,01$, $|Z| < t_{\alpha}$ donc on ne rejette pas l'hypothèse H_0 .
- E. Faux. Cf. item D.

QCM n°9 : A

- A. **Vrai.** On compare deux proportions observées, on peut alors utiliser le test de l'écart réduit ou du X^2 (si les conditions sont respectées pour l'un, elles le sont pour l'autre obligatoirement). Ici, tous les effectifs théoriques sont supérieurs à 5, les conditions sont donc respectées
- B. Faux. L'hypothèse H_0 à tester est « le type d'opération n'a pas d'influence sur le risque de complications » (ce qu'on veut rejeter).
- C. Faux. Sous l'hypothèse H_0 , les deux pourcentages théoriques obtenus à partir des échantillons observés sont égaux.
- D. Faux. On va faire un test de l'écart réduit pour deux proportions observées :
 $p = \frac{0,26 \times 50 + 0,2 \times 35}{35 + 50} = 4/17$. Donc $t_{obs} = \frac{0,26 - 0,2}{\sqrt{(\frac{4}{17} \times \frac{13}{17}) \times (\frac{1}{50} + \frac{1}{35})}} = 0,642$. C'est donc le t_{obs} qui est égal à 0,642 et non le t_{α} ! On lit le t_{α} dans la table de l'écart réduit, et on trouve, pour un risque de 5% une valeur de 1,96
- E. Faux. Comme $t_{obs} < t_{\alpha}$, on ne rejette pas l'hypothèse nulle, on ne peut donc pas conclure sur l'éventuel lien entre la technique d'opération et le risque de complications. *!! de plus, on réalise ici un test en bilatéral ; nous n'avons donc pas la possibilité de conclure sur le sens de la différence.*

QCM n°10 : A, B

- A. **Vrai.** Nos échantillons sont appariés, et les paires discordantes, $f=12$ et $g=3$ ont une somme supérieure à 10.
- B. **Vrai.**
- C. Faux. L'hypothèse H_0 à tester est « les distributions sont équivalentes » (ce que l'on veut rejeter).
- D. Faux. $X^2_{\text{obs}} = \frac{(f-g)^2}{f+g} = \frac{(12-3)^2}{15} = 5,4$.
- E. Faux. On lit la table du X^2 à 1ddl, on trouve un $X^2_{\alpha}=3,841$ (à 5%) et $X^2_{\alpha}=5,41$ (à 2%), donc on peut rejeter l'hypothèse nulle au risque de 5%. En revanche, on ne peut pas la rejeter au risque de 2%.

QCM n°11 : B, E

- A. Faux. On est dans le cas d'une comparaison d'une distribution observée à une distribution théorique. Comme il y a plus de 2 proportions, on ne peut pas utiliser un test de l'écart réduit, on utilisera ici le X^2 (d'ajustement).
- B. **Vrai.**
- C. Faux. Cf. item B.
- D. Faux. On peut tracer le tableau de X^2 suivant :

	R Blanc	R Marteau	R Baleine	R Pèlerin
Effectifs Obs	19	57	34	30
Effectifs Théor	28	49	21	42

$$X^2_{\text{obs}} = \frac{(19-28)^2}{28} + \frac{(57-49)^2}{49} + \frac{(34-21)^2}{21} + \frac{(30-42)^2}{42} = 15,68$$

X^2_{α} (qu'on lit à $4-1=3$ ddl) = 7,815 (à 5%) et 11,345 (à 1%). Pour ces deux risques, on rejette H_0 .

- E. **Vrai.**

QCM n°12 : A, E

- A. **Vrai.** On va comparer des pourcentages théoriques des populations à partir des échantillons observés. De plus, tous les effectifs théoriques sont supérieurs à 5 (cf. tableau item C).
- B. Faux. L'hypothèse H_0 à tester est « les proportions d'apparition de cancer sont égales dans les deux populations ».
- C. Faux. (les nombres entre parenthèses sont les effectifs théoriques)

	Traitement N	Traitement R	Total
Cancer	6 (5,25)	8 (8,75)	14
Pas de cancer	24 (24,75)	42 (41,25)	66
Total	30	50	80

Donc $X^2_{\text{obs}} = \frac{0,75^2}{5,25} + \frac{0,75^2}{8,75} + \frac{0,75^2}{24,75} + \frac{0,75^2}{41,25} = 0,208$. On lit le X^2_{α} à $(2-1)(2-1)$ ddl et on trouve 3,841 pour un risque de 5%.

- D. Faux. Comme $X^2_{\text{obs}} < X^2_{\alpha}$, on ne peut pas rejeter H_0 .
- E. **Vrai.**

QCM n°13 : A, D

A. **Vrai.**

B. **Faux.** Dans ce cas, on peut utiliser le test de Student ou le test de l'écart réduit (selon la taille des échantillons) : par exemple, si la variable qualitative est le sexe et la variable quantitative le poids. On peut également employer le test ANOVA.

Remarque : Pour tester l'indépendance de deux variables qualitatives, on utilise le χ^2 d'indépendance.

C. **Faux.** La droite de régression permet de prédire la valeur moyenne de Y pour un X donné.

D. **Vrai.** Plus X et Y sont liés, plus ρ est proche de 1 donc $(1 - \rho^2)$ tend vers 0 : plus X et Y sont liés, plus la variance liée tend vers 0.

E. **Faux.** Cf. item D.

QCM n°14 : A, C, E

A. **Vrai.** Ici, on étudie comment varie le volume sanguin (Y) en fonction du poids de l'individu (X). Donc l'équation de la droite de régression est $y - 4,9 = 0,66 \times \frac{\sqrt{4}}{\sqrt{25}} \times (x - 68) = 0,264(x-68)$.

B. **Faux.** Cf. item A.

C. **Vrai.** La variance liée concerne Y, ici le volume sanguin. Elle vaut $(1-0,66^2) \times 4=2,26$.

D. **Faux.** Cf. item C.

E. **Vrai.** On utilise l'équation de la droite de régression pour calculer y sachant que $x=72\text{kg}$:
 $y=0,264(72-68) + 4,9=5,96\text{L}$.