TUTORAT UE 4 2013-2014
CORRECTION Concours Blanc n°1
30 Novembre 2013

QCM n°1 : **B, D, E**

A. Faux. C'est l'ensemble des travailleurs français qui constitue la population d'étude.
B. **Vrai**.
C. Faux. Un échantillon doit être tiré au sort dans la population.
D. **Vrai**.
E. **Vrai**.

QCM n°2 : **A, D**

A. **Vrai**. La classe modale se définit comme la classe avec l'effectif le plus grand.
B. Faux. Pour calculer la moyenne, on prend la moyenne de l'intervalle de la classe que l'on multiplie par l'effectif:
$$\bar{x} = \frac{1\times 2+3\times 10+5\times 20+7\times 33+9\times 66+11\times 39+13\times 18+15\times 8+17\times 3+19\times 1}{200} = 9{,}05.$$
C. Faux. Pour calculer la médiane : on regarde la classe dans laquelle il y a l'effectif moyen ; c'est-à-dire la classe où se trouve le 100ème étudiant. Ici, c'est dans la classe [8;10[. La classe va de l'étudiant 66 à l'étudiant 131, donc l'écart de 2 dans la classe correspond à 66 étudiants. Pour arriver de 66 à 100 il nous faut 34 étudiants. Avec un produit en croix en calcule combien représente sur l'intervalle ces 34 étudiants : $\frac{34\times 2}{66}$ = 1,03. On ajoute cette valeur au début de l'intervalle et on trouve la médiane, égale à 9,03.
D. **Vrai**. Comme la médiane n'est pas égale à la moyenne, alors la distribution n'est pas symétrique.
E. Faux. Il y a 25% des valeurs en dessous du premier quartile. Mais les valeurs sont supérieures au premier percentile. Il faut être supérieur à 1% et inférieur à 25% Cela laisse 24% de valeurs possibles.

QCM n°3 : **A, B, C, D**

A. **Vrai**. La somme des probabilités est égale à 1 donc P(X=5)=0,25.
B. **Vrai**. Il faut faire un 1, puis encore un 1. Les lancers peuvent être considérés comme indépendants donc : P(deux fois 1)=P(X=1)xP(X=1)=0,1x0,1=0,01.
C. **Vrai**. P(impair)= P(X=1)+P(X=3)+P(X=5)=0,55.
D. **Vrai**. P(pair)= P(X=2)+P(X=4)+P(X=6)=0,45<P(impair). On aurait pu directement dire que comme il y a plus 50% de chance d'avoir un chiffre impair, on a forcément moins de chance d'avoir un chiffre pair.
E. Faux. Le dé étant truqué, la loi n’est pas uniforme.

QCM n°4 : **B, C**

Données de l'énoncé: P(prendre le petit déjeuner)=P(PlPD)=0,85, P(Grand)=0,3 et P(PlPD/Grand)=0,7.

A. Faux. P(PlPD∩Grand)=P(PlPD/Grand)xP(Grand)=0,21≠P(PlPD)xP(grand)=0,255.

B. **Vrai**. On cherche P(Grand/PlPD)= $\frac{P(Grand \cap PlPD)}{P(PlPD)} = \frac{P(PlPD / Grand)xP(Grand)}{P(PlPD)} = 0{,}247 \approx 0{,}25$.

C. **Vrai**. *Cf. item A*.

D. Faux. On cherche : $P(Grand \cap \overline{PlPD}) = \frac{P(Grand \cap \overline{PlPD})}{P(\overline{PlPD})} = \frac{P(\overline{PlPD} / Grand) \times P(Grand)}{P(\overline{PlPD})} = 0{,}6$.

E. Faux. RR= $\frac{P(Grand / PlPD)}{P(Grand / \overline{PlPD})} = \frac{0{,}247}{0{,}6} = 0{,}42 < 1$. Donc prendre son petit déjeuner est associé à une petite taille.

QCM n°5 : **A, B, E**

A. **Vrai**. La densité de probabilité est représentée par : $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} \end{cases}$ si a< x <b, avec a, la limite inférieure et b, la limite supérieure.

B. **Vrai**. Pour cette distribution, la fonction de répartition est : $F(x) = \begin{cases} \frac{x - 1{,}75}{1{,}90 - 1{,}75} \end{cases}$ si 1,75< x <1,90. Donc P(1,80<X<1,85)=F(1,85)-F(1,80)= $\frac{1{,}85 - 1{,}75}{1{,}90 - 1{,}75} - \frac{1{,}80 - 1{,}75}{1{,}90 - 1{,}75} = 0{,}33$.

C. Faux. *Cf. item B*.

D. Faux. F(x)=0 si x <1,75, donc F(1,70)=0.

E. **Vrai**. $E(X) = \frac{1{,}75 + 1{,}90}{2} = 1{,}825m \approx 1{,}83m$.

QCM n°6 : **A, B, D, E**

A. **Vrai**. La moyenne est assimilable à l'espérance. Comme E(X)=λ pour une loi de Poisson, alors λ=22.

B. **Vrai**. Comme λ>20, l'approximation par la loi Normale peut être faite.

C. Faux. En approximant par la loi Normale de paramètres μ=22 et σ= $\sqrt{22}$. Donc $P(X < 20) \rightarrow P(X < 20 - 0{,}5) = P(X < \frac{19{,}5 - 22}{\sqrt{22}}) = \pi(-0{,}53) = 0{,}298$. Ne pas oublier la correction de continuité.
Remarque : on sait que E(X)=22, la probabilité d'avoir un nombre d'appareils tombant en panne inférieur à 22 sera donc inférieure à 0,5.

D. **Vrai**. *Cf. item C*.

E. **Vrai**. Le théorème central limite peut être appliqué à ces 2 distributions pourvu que n>30.

QCM n°7 : **A, B, (E)**

A. **Vrai**. $\bar{x} = \frac{19,08}{18} = 1,06$ g/l.

B. **Vrai**. $s^2 = \frac{\sum_{i=1}^{18} x_i^2}{n} - \bar{x}^2 = \frac{21,2}{18} - 1,06^2 = 0,0542$.

C. Faux. Le calcul de l'intervalle de confiance de la variance fait intervenir la table du Chi-deux, dans laquelle on lira le fractile à n-1 ddl (soit 17 ddl ici).

D. Faux. On calcule d'abord la variance estimée de la population : $S^2 = \frac{n}{n-1}s^2 = \frac{18}{17}0,0542 = 0,0574$. On obtient, ensuite, par lecture des fractiles de la loi du Chi-deux a et b tels que : $P(X^2_{17,10\%} \leq a) = \frac{\alpha}{2}$ et $P(X^2_{17,10\%} \leq b) = 1 - \frac{\alpha}{2}$. Le seuil étant de 80%, α=0,2 et $P(X^2_{17,10\%} \leq a) = 0,10 \rightarrow a = 10,085$ et $P(X^2_{17,10\%} \leq b) = 0,90 \rightarrow b = 24,769$. Donc l'IC de la variance au seuil 80% est de : $\left[(n-1)\frac{S^2}{b} ; (n-1)\frac{S^2}{a}\right] = \left[(17)\frac{0,0574}{24,769} ; (17)\frac{0,0574}{10,085}\right] = [0,0394 ; 0,0968]$.

Ce résultat est valable dans le cas de l'emploi des valeurs au préalable calculées dans le QCM, donc en employant S²=0,0574. Or, en employant les valeurs exactes, telles que $S^2 = \frac{n}{n-1}s^2 = \frac{18}{17}(\frac{\sum x_i^2}{n} - \bar{x}^2)$*, on obtient 0,0967 à la borne supérieure, et non pas 0,0968. Du fait de cette ambigüité, nous avons décidé de ne pas tenir compte de l'item E dans nos corrections, car celui-ci pouvait être considéré vrai ou faux, en fonction des données employées.*

E. **ITEM ANNULE**.

QCM n°8 : **D**

A. Faux. On teste l'hypothèse nulle donc H0 : la présence de bourdons n'influence pas la pousse des carottes.

B. Faux. Ici, on effectue la comparaison de deux moyennes observées sur des échantillons indépendants. On calcule : $t_{obs} = \frac{11,6 - 10,9}{\sqrt{\frac{s1^2}{70} + \frac{s2^2}{65}}} = 1,0$.

C. Faux. On a pour un risque alpha de 5% un t_α=1,96, que l'on lit dans la table de l'écart-réduit. Donc $t_{obs} < t_\alpha$ et on ne rejette pas H0.

D. **Vrai**. La variable de l'échantillon suit une loi Normale et n>30 donc $c_{\alpha/2}$=1,96. D'où IC=$\left[m_1 \pm 1,96 \times \frac{S_1}{\sqrt{n}}\right]$=[10,7 ; 12,5]. <u>Remarque</u> : étant dans le cadre d'un grand échantillon, avec n>30, on considère S_1 et s_1 comme étant égaux.

E. Faux. *Cf. item D*.

QCM n°9 : **A, B, C**

A. **Vrai**. Il s'agit de deux échantillons indépendants où l'on observe des pourcentages. De plus, tous les effectifs théoriques sont supérieurs à 5.
-Effectifs observés :

	Vernis +	Vernis -	Totaux
Ech A	78	87	165
Ech B	102	96	198
Totaux	180	183	363

-Effectifs théoriques :

	Vernis +	Vernis -
Ech A	81,82	83,18
Ech B	98,18	99,82

B. **Vrai**. $X^2{}_{obs} = \sum \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}} = 0{,}65$.

C. **Vrai**. L'expérience est répétée de la même manière et indépendamment dans chaque échantillon : on regarde si la fille porte du vernis ou non.

D. Faux. On cherche $p_{0A} = \frac{78}{165}$. Donc IC= $\left[p_{0A} \pm 1{,}96 \times \sqrt{\frac{p_{OA}(1-p_{0A})}{n_A}} \right]$ = [0,40; 0,55].

E. Faux. On cherche $p_{0B} = \frac{102}{198}$. Donc IC= $\left[p_{0B} \pm 1{,}96 \times \sqrt{\frac{p_{OB}(1-p_{0B})}{n_B}} \right]$ = [0,45; 0,58].

QCM n°10 : **F**

A. Faux. Ici, les échantillons sont appariés, en effet, on mesure le volume tumoral avant et après le traitement et ce pour le même patient, on va donc utiliser le test de Wilcoxon.

B. Faux. Même si n est petit (n=8), l'hypothèse de normalité n'est pas vérifiée par la loi qui correspond à la différence de volume tumoral avant et après traitement, on effectue donc un test non paramétrique.

C. Faux. Au contraire H0, l'hypothèse que nous voulons rejeter, se traduira par: le volume tumoral avant le traitement est égal au volume tumoral après le traitement.

D. Faux. Il faut ici calculer les différences et les ranger dans l'ordre croissant. On utilise le tableau ci-dessous :

Patient	1	2	3	4	5	6	7	8
Volume tumoral.	52	52	46	48	53	50	49	54
Volume tumoral après traite-ment.	50	57	46	43	43	52	37	39
Différen-ces	-2	5	0	-5	-10	2	-12	-15
Rg+		3,5				1,5		
Rg-	1,5			3,5	5		6	7

On obtient Srg+=3,5+1,5=5 et Srg-=1,5+3,5+5+6+7=23. On prend donc S=min(Srg+ ; Srg-)=Srg+=5.

E. Faux. On lit T dans la table de Wilcoxon, avec un risque α=0,05 en bilatéral (ne pas oublier de soustraire la différence nulle pour obtenir m=8-1=7). Donc : T=2<5, on ne rejette pas H0. Ainsi, on ne peut pas mettre en évidence une différence significative du volume tumoral entre l'avant et l'après traitement.

F. **Vrai**.

QCM n°11 : **A, B, D, E**

A. **Vrai**. On cherche un lien, donc l'hypothèse à rejeter, H0, est l'indépendance entre l'apparition de complications et la forme du traitement

B. **Vrai**. Le Chi-deux d'indépendance s'applique ici. Il faut cependant vérifier les conditions d'application ; c'est-à-dire que les effectifs théoriques sont tous supérieurs à 5. On peut s'aider du tableau suivant :

	Complications	Pas de complications	
TTT P.O	34 E_{11}=43,07	39 E_{21}=29,92	73
TTT IV	61 E_{21}=51,93	27 E_{22}=36,07	88
	95	66	161

Les conditions sont vérifiées, on peut donc utiliser le test du Chi-deux d'indépendance.

C. Faux. $X^2_{obs} = \sum \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}} = 8{,}53$.

D. **Vrai**. On calcule le nombre de ddl avant de lire dans la table du Chi-deux avec α=0,01 : (r-1)(k-1)=(2-1)(2-1)=1 ddl. Après lecture dans la table, on trouve : X^2_α=6,635<X^2_{obs}, donc on rejette H0 et on met ainsi en évidence un lien entre l'apparition de complications après un an de traitement et la forme médicamenteuse du traitement.

E. **Vrai**. Si H0 est rejeté pour un risque de 1%, il l'est également pour un risque de 5% car X^2_α diminue.

QCM n°12 : **A, B, D**

A. **Vrai**. On compare les glycémies moyennes des deux groupes, qui ne dépendent pas l'un de l'autre.

B. **Vrai**. Les échantillons ont des effectifs inférieurs à 30 et les variances des deux populations sont identiques.

C. Faux. Les deux échantillons doivent avoir un effectif supérieur à 30, ce qui n'est pas le cas ici.

D. **Vrai**. On commence par calculer les variances estimées, qui vont être nécessaires au calcul de S², tel que S²=$\frac{13 \times 0{,}0875^2 + 17 \times 0{,}1224^2}{14+18-2}$=0,107 puis t_{obs}=$\frac{m_1 - m_2}{\sqrt{\frac{s^2}{n_1} + \frac{s^2}{n_2}}}$=3,43. Au risque 5%, on trouve, dans la table de Student à 14+18-2=30 ddl, un t_α=2,042, donc t_{obs}>t_α, on rejette H0.

E. Faux. Pour un risque de 0,1%, t_α=3,646, donc t_{obs}<t_α, on ne rejette pas H0.

QCM n°13 : **B, C, D**

A. Faux. Elles sont des indicateurs de morbidité diagnostiquée.

B. **Vrai**. Mortalité=500000/60000000=0,0083.

C. **Vrai**. Mortalité brute=3000/60000000=5.10^{-5}.

D. **Vrai**. Létalité=3000/2000000=$1{,}5.10^{-3}$

E. Faux. On ne peut pas la calculer, il faudrait connaître l'incidence de la grippe A en 2009.

QCM n°14 : **D, E**

A. Faux. C'est en effet une étude de cohorte, analytique, mais elle est longitudinale et prospective. On peut donc dire que c'est une enquête de cohorte exposés/non exposés.

B. Faux L'OR est une bonne approximation du RR lorsque la prévalence de la fréquence de la maladie est inférieure à 1%.

C. Faux. RR=$\frac{P(M/F+)}{P(M/F-)} = \frac{50/150}{25/200} = 2{,}67$. Cependant, nous ne disposons pas de l'intervalle de confiance du risque relatif, sans lequel nous ne pouvons pas conclure.

D. **Vrai**. ER=P(M/F+)-P(M/F-)=(50/150)–(25/200)=0,21.

E. **Vrai**. On a un grand risque de perdus de vue, donc on a un risque de biais de sélection qui est plutôt élevé.

<u>QCM n°15 :</u> **A**

A. **Vrai**.
B. Faux. Cela permet le maintien de la comparabilité des groupes au cours d'un essai thérapeutique. Pour avoir une puissance statistique suffisante, il faut faire le calcul du nombre de sujets nécessaires (NSN)
C. Faux. Un seul critère de jugement principal et des critères de jugement secondaires.
D. Faux. C'est indispensable quand le critère de jugement est <u>subjectif</u>.
E. Faux. L'analyse en intention de traiter consiste, au contraire, à inclure tous les patients, même ceux qui n'ont pas respecté le protocole sinon il y a un risque de biais d'attrition.

<u>QCM n°16 :</u> **B, D, E**

A. Faux. Pour l'auramine, Se=180/187=0,96.
B. **Vrai**. Pour le Ziehl Neelsen Sp=132/143=0,92.
C. Faux. RV-=(1-Se)/Sp=0,0496. RV- est proche de 0 donc cela signifie qu'un patient ayant une coloration <u>négative</u> a peu de probabilité d'être malade.
D. **Vrai**. RV+=Se/(1-Sp)=11.
E. **Vrai**.