TUTORAT UE 4 2014-2015 – Biostatistiques
CORRECTION Séance n°8 – Semaine du 01/12/2014

Correction d'annales 2012-1013

QCM n°1 : **A, B, C**

A. **Vrai**. P($A \cap \overline{B}$)= P($\overline{B}$/A)xP(A)
=(1-P(B/A))xP(A)
=$(1-\frac{P(B \cap A)}{P(A)})$xP(A)
=(1-$\frac{0,3}{0,4}$)x0,4
= 0,1

B. **Vrai**. P($B \cap \overline{A}$)= P($\overline{A}$/B)xP(B)
=(1-P(A/B))xP(B)
=$(1-\frac{P(B \cap A)}{P(B)})$xP(B)
=(1-$\frac{0,3}{0,8}$)x0,8
=0,5

C. **Vrai**. P($\overline{A} \cap \overline{B}$)= P($\overline{A}$)+P($\overline{B}$)+P($\overline{A} \cup \overline{B}$)
= P($\overline{A}$)+P($\overline{B}$)+P $\overline{A \cap B}$)
= 0,6+0,2-0,7
= 0,1

D. Faux. P($A \cup B$)= P(A)+P(B)-P($A \cap B$)
= 0,4+0,8-0,3
= 0,9

E. Faux. *Cf. item D*.

QCM n°2 : **A, E**

A. **Vrai**. On chercher toujours à rejeter l'hypothèse H0 faite sur la population.
B. Faux. L'hypothèse alternative est H1.
C. Faux. La puissance du test est 1-β. La p-value correspond au risque exact α.
D. Faux. Le risque de première espèce est α, c'est 1-β qui définit la puissance.
E. **Vrai**.

QCM n°3 : **B, D**

A. Faux. Le NSN sera d'autant plus élevé que le risque de première espèce sera bas.
B. **Vrai**.
C. Faux. Le NSN sera d'autant plus élevé que la différence attendue sur le critère de jugement principal sera faible.
D. **Vrai**.
E. Faux. Son calcul ne permettra pas d'éviter des biais mais de mettre en évidence une différence avec un risque α et une puissance 1-β choisis a priori.

QCM n°4 : **A, C**

A. **Vrai**. Le calcul repose sur l'approximation d'une loi Binomiale par une loi Normale.
B. Faux. Pas besoin de l'écart-type.
C. **Vrai**. On peut faire le calcul car n>30, np>5 et nq>5.

IC= $\left[p - c_\alpha \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} ; p + c_\alpha \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} \right]$ = $\left[\frac{15}{90} - 1{,}96 \times \sqrt{\frac{\frac{15}{90} \times (1 - \frac{15}{90})}{90}} ; \frac{15}{90} + 1{,}96 \times \sqrt{\frac{\frac{15}{90} \times (1 - \frac{15}{90})}{90}} \right]$ = $[0{,}090;0{,}244]$.

D. Faux. *Cf. item A*.
E. Faux. *Cf. item C*.

QCM n°5 : **A, C, E**

A. **Vrai**. Soit P(2011), la probabilité d'être atteint de la maladie en 2011 et P(2012), la probabilité d'être atteint de la maladie 2012. On dit dans l'énoncé qu' « avoir eu cette maladie une année ne modifie pas le risque de l'avoir une autre année ». Cela suffit à caractériser leur indépendance.
B. Faux. P(2011$\cap$2012)=0,036=3,6%.
C. **Vrai**. *Cf. item B*.
D. Faux. P(2012/2011)= $\frac{P(2011 \cap 2012)}{P(2011)}$ =P(2012) puisqu'ils sont indépendants.
= $\frac{0{,}036}{0{,}2}$ =0,18=18%.
E. **Vrai**. P($\overline{2012}/2011$)=P($\overline{2012}$)=1-0,18=0,82=82%.

QCM n°6 : **B, D, E**

A. Faux**.** L'essai est multicentrique et non monocentrique. Le reste de l'item est vrai.
B. **Vrai**.
C. Faux. Il faut faire un Odd-Ratio. On ne peut pas calculer de RR dans une enquête cas-témoins. $OD = \frac{100 \times 450}{50 \times 400} = 2{,}25$.
D. **Vrai**.
E. **Vrai**.

QCM n°7 : **D**

A. Faux. P(2rouges)= $\frac{C_8^2}{C_{26}^2} = \frac{28}{325} = 0{,}086 < 0{,}2$.
B. Faux. P(1rouge$\cap$1noire)= $\frac{C_8^1 \times C_7^1}{C_{26}^2}$ = $\frac{8 \times 7}{325} = 0{,}1723$.
P(1grise$\cap$1verte)= $\frac{C_6^1 \times C_5^1}{C_{26}^2} = \frac{6 \times 5}{325} = 0{,}092$.
C. Faux. $C_7^1 \times C_{19}^1 + C_7^2 = 133 + 21 = 154$.
D. **Vrai**. *Cf. item A*.
E. Faux. P(2vertes)= $\frac{C_5^2}{C_{26}^2} = \frac{10}{325} = 0{,}031$.

QCM n°8 : **A, D**

A. **Vrai**. P(X<3/X>2)=$\frac{P(2<X<3)}{P(X>2)}=\frac{P(X<3)-P(X<2)}{1-P(X<2)}=\frac{0,7-0,5}{1-0,5}=0,4$=40%.

B. Faux.

C. Faux. P(X>4/X>2)=$\frac{P(X>4\cap X>2)}{P(X>2)}=\frac{P(X>4)}{P(X>2)}=\frac{1-0,8}{1-0,5}=0,4=40\%$.

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

E. Faux. P(X>4/X>3)=$\frac{P(X>4)}{P(X>3)}=\frac{1-0,8}{1-0,7}=0,67=67\%$.

QCM n°9 : **A, C, D**

A. **Vrai**. La variable suit une loi Binomiale de paramètres n=600 et p=1/6 dont le succès est "obtenir 4 au lancer".

B. Faux. *Cf. item A*.

C. **Vrai.** Les conditions pour approximer par une loi Normale sont vérifiées ; n>30, np>5 et nq>5.

D. **Vrai**. X suit maintenant une loi Normale N(np=100; $\sqrt{npq}=\frac{5\sqrt{30}}{3}$). On calcule P(85≤X≤115), en rajoutant la correction de continuité donc

P(84,5≤X≤115,5)= $\pi\left(\frac{115,5-100}{\frac{5\sqrt{30}}{3}}\right)$- $\pi\left(\frac{84,5-100}{\frac{5\sqrt{30}}{3}}\right)$ =π(1,70)-π(-1,70)=0,9108.

E. Faux. *Cf. item D*.

QCM n°10 : **A, B, D, E**

A. **Vrai**. On est sur un petit échantillon (n<30) et on ne sait pas si les valeurs suivent une loi Normale ou une loi Binomiale. Il faut donc faire l'hypothèse de normalité.

B. **Vrai**. *Cf. item A*.

C. Faux. Variance=($\frac{1}{n}\times\sum x_i^2$)-m² avec m=$\frac{\sum x_i}{10}=\frac{44,5}{10}=4,45$ donc la variance vaut 0,3345.

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

E. **Vrai**. n<30 donc IC= [m-$t_{n-1\,;\alpha/2}\frac{S}{\sqrt{n}}$; m+$t_{n-1\,;\alpha/2}\frac{S}{\sqrt{n}}$] avec S=$\sqrt{0,3345\times\frac{10}{9}}$ et $t_{n-1\,;\alpha/2}$ =2,262 à 9 ddl donc IC=[4,014;4,886].

QCM n°11 : **A, E**

A. **Vrai**. Le risque α est le risque de rejeter à tort l'égalité des moyennes (H0 : $\mu_1=\mu_2$). Plus α est petit, moins l'expérimentateur prend de risque de rejeter H0 à tort. Ici α=0,01 et on fait 200 tests donc 0,01x200=2 erreurs de 1ère espèce en moyenne.

B. Faux. *Cf. item A*.

C. Faux. On ne sait rien sur le risque de 2ème espèce.

D. Faux. Les tests du Chi-Deux portent sur des variables qualitatives.

E. **Vrai**.

QCM n°12 : **A, D**

Grâce à l'énoncé, on peut construire un tableau :

	Malades	**Non malades**	
Test positif	0,9*200 = 180	0,125*800 = 100	280
Test négatif	200-180 = 20	700	720
	0,2*1000 = 200	0,8*1000 = 800	1000

A. **Vrai**.
B. Faux. Il y a 20 faux négatifs.
C. Faux. $VPP = P(M|T+) = \frac{p(M \cap T+)}{p(T+)} = \frac{180}{280} = 0.64$
D. **Vrai**. $Se = P(T+|M) = 0,9$ et $Sp = P(T-|\overline{M}) = \frac{p(T- \cap \overline{M})}{p(\overline{M})} = \frac{700}{800} = 0,875$
E. Faux. La sensibilité ne varie pas en fonction de la prévalence.

QCM n°13 : **B, C, D, E**

A. Faux.
B. **Vrai**. On compare le pourcentage observé dans notre échantillon p=0,1 au pourcentage théorique donné par le constructeur P=0,03. Notons Q=1-P.
C. **Vrai**. On est dans le cadre : d'une V.A.R **QUALITATIVE** (la panne) où n est grand (donc pas besoin d'hypothèse de normalité), on cherche à rejeter H0 : $\mu_0=\mu_1$. De plus, nP et nQ > 5.
D. **Vrai**. Calculons t_{obs} : $\frac{|p-P|}{\sqrt{\frac{P(1-P)}{n}}} = \frac{0,1-0,03}{\sqrt{\frac{0,03*0,97}{200}}} = 5,8032$. Il ne reste plus qu'à comparer t_{obs} à t_α. On lit t_α dans la table de l'écart réduit avec α=5% (car on est en bilatéral) : t_α=1,960. $t_{obs}>t_\alpha$, ce qui signifie que le risque d'avoir tort sous H0 est plus grand que le risque qu'on accepte de prendre, on rejette donc H0.
E. **Vrai**. Ici t_α=2,576. Avec le même raisonnement que dans l'item D, on rejette H0.

QCM n°14 : **C, D, E**

A. Faux. Nous sommes dans le cadre d'une V.A.R **QUALITATIVE** (entrée en provenance du domicile) à r=2 classes. On souhaite comparer 1 pourcentage observé p=0,6 à 1 pourcentage théorique P=0,7, n est grand (1000) donc pas besoin d'hypothèse de normalité. H0 : $\mu_0=\mu_1$. Calculons nP et nQ (avec Q=1-P), ils sont respectivement 600 et 300 (donc >5). On peut faire un test de l'écart réduit ainsi qu'un chi-2.
B. Faux. Le test des signes sert à tester si une population tend à avoir des valeurs plus grandes que celle d'une autre population pour des données appariées.
C. **Vrai**. *Cf. item A*.
D. **Vrai**. Test applicable (*cf. item A*) et χ²obs= ($\frac{(700-600)^2}{700} + \frac{(300-400)^2}{300} = 47,62$.
E. **Vrai.** *(Attention: 0,1%=0,001)*. On est à n-1=1 ddl, donc : χ^2_α à 0,001= 10,827. Ainsi $\chi^2_{obs}>\chi^2_\alpha$, c'est à dire que le risque d'avoir tort sous H0 est plus grand que le risque que l'on accepte de prendre, on rejette H0.

QCM n°15 : **A, B**

A. **Vrai**. On effectue une approximation par une loi de Poisson avec Λ = np.
On doit avoir :
p(X≥1) > 0,95. En inversant le problème, on obtient : 1 – P(X=0) > 0,95 ↔ P(X=0) < 0,05.
En utilisant la loi de Poisson : $\frac{\lambda^0 e^{-\lambda}}{0!} < 0{,}05$.
A la fin, on obtient : λ >- ln(0,05) et λ=n x p d'où n >- ln(0,05)/10^{-4}= 29958.

B. **Vrai.** On se retrouve avec des expériences dont les résultats sont succès et échec répétés plusieurs fois de manière identique et indépendante.

C. Faux. *Cf. item B*.

D. Faux. Les conditions ne sont pas respectées car np =2,9958<5.

E. Faux. On n'a rien dans le cours qui nous dit comment passer de la loi Binomiale à Fisher.

QCM n°16 : **B, D**

A. Faux. On n'a pas le nombre de malades de paludisme en 2011, on a que les nouveaux cas. On peut donc calculer l'incidence mais pas la prévalence.

B. **Vrai**. Mortalité spécifique= $\frac{304}{152000} * 1000 = 2$.

C. Faux. On rappelle que la létalité est le rapport du nombre de décès dûs à la maladie sur le nombre de cas de la maladie. Or, on ne dispose pas de cette dernière donnée.

D. **Vrai**. Mortalité globale= $\frac{6080}{152000} = 0{,}04$ soit bien 4%.

E. Faux. Non, pour reprendre l'exemple du cours : une augmentation de la prévalence peut être due à des améliorations de traitements qui maintiennent les malades en vie plus longtemps. Ils sont de plus en plus nombreux mais cela indique une innovation et ce n'est pas du tout péjoratif. Attention, une augmentation de l'incidence par contre est toujours péjorative.