TUTORAT UE 4 2013-2014 – Biostatistiques
CORRECTION Séance n°8 – Semaine du 25/11/2013

Correction d'annales 2011-2012

QCM n°1 : **A, B, D, E**

A. **Vrai**. On nous demande la probabilité d'avoir le facteur C sachant que l'on a le facteur A donc : P(C/A)= $\frac{P(C \cap A)}{P(A)} = \frac{P(C) \times P(A)}{P(A)} = P(C) = 0,6$, car les facteurs A et C sont indépendants entre eux.

B. **Vrai**. Pour être malade, un individu doit avoir les trois facteurs de risque donc : P(M)=P(A∩B∩C)=P(A)xP(B)xP(C)=0,2x0,1x0,6=0,012. Ainsi 1,2% de la population est atteinte de la maladie M.

C. Faux. *Cf. item B*.

D. **Vrai**. Pour être malade, il faut avoir les 3 facteurs simultanément, donc 0% des malades n'a aucun des trois facteurs.

E. **Vrai**. La probabilité de n'avoir aucun des facteurs de risque est : $P(\overline{A} \cap \overline{B} \cap \overline{C}) = P(\overline{A}) \times P(\overline{B}) \times P(\overline{C}) =$ 0,8x0,9x0,4=0,288.

QCM n°2 : **B, D**

A. Faux. On sait que P(Ω)=$p_1+p_2+p_3+p_4+p_5+p_6=1 \Leftrightarrow p_6=1-(p_1+p_2+p_3+p_4+p_5)=1-0,85=0,15$.

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

C. Faux. P(nombre impair)=$p_1+p_3+p_5$=0,1+0,3+0,15=0,55.

D. **Vrai**. P(nombre pair)=$p_2+p_4+p_6$=0,2+0,1+0,15=0,45 et p_3=0,3.

E. Faux. Si l'on considère le lancer du même dé deux fois alors : P(nombre pair∩6)=P(nombre pair)xp_6=0,45x0,15=0,0525, les deux lancers étant indépendants.

QCM n°3 : **C**

A. Faux. D'après l'énoncé : P(O_1)=0,65 ; P(O_2)=0,51 et P($O_1 \cap O_2$)=0,46 $\Rightarrow$ P($O_1 \cup O_2$)=0,65+0,51-0,46=0,7

B. Faux. *Cf. item A*.

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

D. Faux. $P(\overline{O_1} \cap \overline{O_2}) = P(\overline{O_1 \cup O_2}) = 1 - P(O_1 \cup O_2) = 1 - 0,7 = 0,3$.

E. Faux. *Cf. item D*.

QCM n°4 : **B**

A. Faux. On nous demande la probabilité d'être malade sachant que l'on a le signe A. P(M/A+)= $\frac{P(A+/M)\times P(M)}{P(A+/M)\times P(M)+P(A+/\overline{M})\times P(\overline{M})}$, or d'après le tableau P(A+/M)=0,5 et P(A+/$\overline{M}$)=0,25+0,25=0,5, donc P(M/A+)= $\frac{0,5\times 0,1}{0,5\times 0,1+0,5\times 0,9}=0,10$.
B. **Vrai**.
C. Faux.
D. Faux. D'après l'énoncé : P(M)=0,10.
E. Faux. *Cf. item D*.

QCM n°5 : **E**

A. Faux. La variable aléatoire correspondante suit une loi Binomiale de paramètres n=65 et $p_0=\frac{9}{65}$, le succès étant : « faire une complication suite à l'opération chirurgicale ».
B. Faux. *Cf. item A*.
C. Faux. Il faut vérifier que n>30, np et n(1-p) sont supérieurs à 5 et c'est le cas ici.
D. Faux. IC= $\left[p_0 \pm c_{\alpha/2}\sqrt{\frac{p_o\times(1-p_o)}{n}}\right]=[0,05;0,22]$, avec $c_{\alpha/2}$=1,96.
E. **Vrai**. *Cf. item D*.

QCM n°6 : **B, E**

A. Faux. Considérons la variable aléatoire X représentant la répartition des QI dans cette population. Donc : P(X<1,4)=P(U< $\frac{1,4-1,1}{0,3}$) =P(U<1)=π(1)=0,8413. Donc l'effectif de la population ayant un QI inférieur à 1,4 est de 0,8413x2000=1682,6 personnes.
B. **Vrai**. *Cf. item A*.
C. Faux. P(0,8<X<1,4)=P($\frac{0,8-1,1}{0,3}<U<\frac{1,4-1,1}{0,3}$)=P(-1<U<1)=2xπ(1)-1=2x0,8413-1=0,6826. Ainsi l'effectif de la population ayant un QI compris entre 0,8 et 1,4 est de 0,6826x2000=1365,2 personnes.
D. Faux. *Cf. item C*.
E. **Vrai**. *Cf. item C*.

QCM n°7 : **B, E**

A. Faux. Ici, la variable aléatoire (on la nommera X) suit une loi binomiale de paramètres n=15 et p=0,25, avec pour succès le fait d'avoir la grippe. Une hypothèse que la variable suit une loi Normale est donc inutile.
B. **Vrai**. *Cf. item A*.
C. Faux. *Cf. item A*.
D. Faux. P(X≤1)=P(X=0)+P(X=1)= $C_{15}^{0}\times 0,25^{0}\times(1-0,25)^{15}+C_{15}^{1}\times 0,25\times(1-0,25)^{14}=0,08$.
E. **Vrai**. *Cf. item D*.

QCM n°8 : **C, D**

A. Faux.
B. Faux.
C. **Vrai**. Considérons la variable aléatoire X suivant cette loi Normale de paramètres μ=210 et σ. On sait que P(X>180)>0,9 $\Rightarrow$ P(X<180)<1-0,9<0,1=0,1 (car on nous demande la valeur maximale de σ) $\Leftrightarrow$ P(U<$\frac{180-210}{\sigma}$)=P(U<$-\frac{30}{\sigma}$)=0,1. On effectue une tabulation inverse de la probabilité 0,1 et on trouve : $-\frac{30}{\sigma}=$-1,28 $\Leftrightarrow$ σ=23,4.
D. **Vrai**. Un écart-type peut être positif ou nul. S'il est nul, cela voudrait dire que les microparticules ont toutes le même diamètre, or on nous dit que P(X>180)>0,9, ce n'est donc pas possible ici.
E. Faux. *Cf. item C*.

QCM n°9 : **B, D**

A. Faux. L'hypothèse H0 correspond à l'hypothèse nulle ; c'est-à-dire que rien ne change, donc on va supposer que le pourcentage observé (dans l'échantillon) est égal au pourcentage théorique (dans la population). Rappel : Les hypothèses se font toujours dans la population!
B. **Vrai**. *Cf. item A*.
C. Faux. Ici, nous ne réalisons pas de suivi, on ne fait qu'une seule mesure donc il ne peut pas y avoir de séries appariées.
D. **Vrai**. On compare un pourcentage observé à un pourcentage théorique et l'effectif est supérieur à 30.
E. Faux. Le risque α= 5% (ici en bilatéral) avec le test de l'écart réduit correspond à un t_α de 1,96. Donc, t_α>t_{obs}, on ne rejette pas H0.

QCM n°10 : **C, D**

A. Faux. On peut faire le nombre de cas favorables/nombre de cas possibles, ce qui revient à : p=$\frac{27}{50}$.
B. Faux. *Cf. item A*.
C. **Vrai**. *Cf. item A*.
D. **Vrai**. Il est question ici de la comparaison de 2 pourcentages observés sur 2 échantillons indépendants. Il faut vérifier que n_1p, n_1q, n_2p et n_2q sont ≥5. Il nous faut tout d'abord trouver t_{obs} :
$t_{obs}=\frac{|p1-p2|}{\sqrt{p\times q\left(\frac{1}{n1}+\frac{1}{n2}\right)}}=\frac{\left|\frac{17}{25}-\frac{10}{25}\right|}{\sqrt{0{,}54\times 0{,}46\left(\frac{1}{25}+\frac{1}{25}\right)}}=$1,986. Donc, après lecture dans la table de l'écart réduit à α=5% (t_α=1,96), on peut rejeter H0 car t_{obs}>t_α. Remarque : l'exercice peut aussi être fait avec le test du Chi-deux avec la même conclusion.
E. Faux. On diminue le risque, donc on augmente t_α (on trouve t_α=2,576 pour un risque d'erreur à 1%). Ainsi, on ne rejette pas H0 car t_α>t_{obs}.

QCM n°11 : **B, C**

A. Faux. Selon H0, la moyenne estimée μ de la population d'où est extrait l'échantillon est égale à la moyenne de la population générale, soit 69.
B. **Vrai**. On réalise la comparaison d'une moyenne observée à une moyenne théorique, le nombre de sujet est >30 (=200) donc on lit le t_α dans la table de la loi normale centrée réduite avec un risque inférieur à 1% Ce qui vaut, au minimum, 2,576<t_{obs}, donc on peut rejeter H0 pour un risque inférieur à 1%.
C. **Vrai**. Même chose que pour l'item B mais en unilatéral et avec α= 5%. Sans oublier de multiplier α par 2, on trouve t_α=1,645, on peut donc rejeter H0 dans ces conditions.
D. Faux. Les données ne sont pas appariées ici : 1 échantillon/1 seule mesure.
E. Faux. On ne cherche pas à comparer des variances mais des moyennes μ.

QCM n°12 : **A**

A. **Vrai**. On compte 2 échantillons (A et B) et on réalise une mesure dans chaque groupe ; de plus il n'y a pas de suivi, et les appareils sont indépendants (ce qui est forcément le cas puisque nous n'avons pas le même nombre de valeurs dans chacun des groupes (A et B)). Les données étant indépendantes, on fait donc un test de Mann-Whitney.
B. Faux. *Cf. item A*.
C. Faux. *Cf. item A*.
D. Faux. Dans les données on nous donne la statistique de test U. On trouve dans la table de Mann-Whitney à 5%, en bilatéral, une valeur seuil de 1. Donc $U > U_{seuil}$, on ne peut pas rejeter H0.
E. Faux. Cela n'aurait pas modifié la conclusion, car ce qui importe est le RANG de chaque valeur dans un test non paramétrique donc 53, tout comme 14 aurait été la valeur de plus haut rang mais ce rang aurait été le même car les autres valeurs ne changent pas. Ainsi U ne change pas et comme on aurait considéré le même U_{seuil} qu'à l'item D, nous n'aurions pas rejeté H0.

QCM n°13 : **A, C**

A. **Vrai**.
B. Faux. Si la taille de l'échantillon diminue, le risque de se tromper augmente.
C. **Vrai**. Ce qui revient à prendre un risque β plus faible.
D. Faux. Il faut un NSN plus grand pour un test bilatéral
E. Faux. La variabilité est liée au NSN, si la variabilité augmente, le NSN augmente.

QCM n°14 : **A, B, C, E**

A. **Vrai**. Observationnelle : on ne cherche pas à démontrer une efficacité quelconque mais ici une étiologie, un facteur de risque, une association entre exposition au benzène et le lymphome. (Attention : observationnel ne veut pas forcément dire étiologique, car cela inclut aussi les enquêtes descriptives).
Cas-Témoins : on peut noter que les sujets au début de l'enquête sont soit malades soit « sains ». Il est dit « Afin de rechercher si l'exposition… », « Tous les sujets ont été interrogés à la recherche de leurs expositions professionnelles passées. ».
Rétrospective : C'est le propre des études cas-témoins, on part du présent (la maladie ou non) pour remonter dans le passé (exposition ou non).
Analytique : C'est-à-dire étiologique, on cherche une association entre une exposition et une maladie.
B. **Vrai**. On peut réaliser le tableau suivant à partir des données de l'exercice :

	Lymphome	Pas de lymphome
Benzène	50=A	50=B
Pas de benzène	450=C	900=D
	500	950

Ainsi on peut calculer l'odds ratio : OR=$\frac{A \times D}{B \times C} = 2$ (paires concordantes/paires discordantes).
C. **Vrai**. Dans cette enquête la prévalence vaut 5/10000=0,0005=0,05%<1%, le lymphome malin est donc une maladie rare. L'OR est une bonne estimation du RR.
D. Faux. L'intervalle de confiance de l'OR ne contient pas la valeur 1, le facteur de risque est significatif. Mais dans une enquête observationnelle on ne peut pas faire d'association causale, mais seulement statistique.
E. **Vrai**. On peut citer notamment le biais de mémorisation en exemple.

QCM n°15 : **A, C**

A. **Vrai**.
B. Faux. Si la spécificité vaut 1, on peut dire que le test est pathognomonique de la maladie, car s'il est positif on peut affirmer la maladie chez le patient, ce qui n'est pas le cas pour une sensibilité égale à 1.
C. **Vrai**. Rv-= $\frac{FN}{VN} = \frac{P(\overline{T}/M)}{P(\overline{T}/\overline{M})} = \frac{(1-Se)}{Sp}$, si Se=1 et Sp≠0, alors Rv- =0. Ce qui veut dire que l'on n'a pas plus de chance (=RV-) de ne pas avoir la maladie que le contraire, quand le test est négatif.
D. Faux. Cela correspond à la prévalence, VPP=P(M/T+).
E. Faux. VPN= $P(\overline{M}/\overline{T}) = \frac{P(\overline{T}/\overline{M}) \times P(\overline{M})}{P(\overline{T}/\overline{M}) \times P(\overline{M}) + P(\overline{T}/M) \times P(M)} = \frac{(1-p) \times Sp}{(1-p) \times Sp + p \times (1-Se)}$. Donc la VPN dépend bien de la prévalence de la maladie.

QCM n°16 : **A, B, C**

A. **Vrai**. On veut tester l'efficacité de 2 traitements sur le cancer du côlon, donc c'est une étude expérimentale, ou essai thérapeutique comparatif. De plus, on nous dit « 100 patients sont répartis par tirage au sort dans chacun des deux groupes. », on fait donc une randomisation. Et enfin, les traitements étant trop différents du point de vue de leur administration, l'aveugle est impossible. C'est donc un essai ouvert.
B. **Vrai**. En effet car tous les patients ont été analysés dans leur groupe de traitement initial à la fin de l'étude, on a donc effectué une analyse en ITT.
C. **Vrai**. Ceci est indispensable au commencement de l'étude.
D. Faux. On ne peut pas avoir de biais d'attrition ici car on réalise une analyse en ITT.
E. Faux. Au contraire, si tel avait été le cas, on aurait créé un biais d'attrition.