Université Montpellier I

Faculté de Médecine

FACULTE
De
PHARMACIE

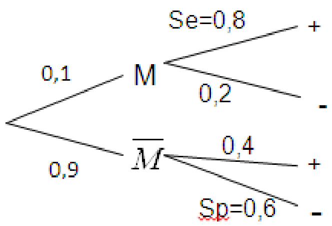
TUTORAT UE4 2011-2012 – Biostatistiques
Correction du concours blanc
03/11/2011

<u>QCM n°1 :</u> **b, c, d**

a) Faux : P(AUB)=P(A)+P(B)=0,55 et P(A∩B)=Ø.
b) **Vrai**
c) **Vrai**
d) **Vrai** : $C_{32}^{5} - C_{28}^{5}$ (nombre de mains totales-nombre de mains sans rois).
e) Faux: P(A/S)=P(B/S)=0,5.

<u>QCM n°2 :</u> **c, d, e**

a) Faux : la spécificité = probabilité que le test soit négatif chez le non malade.
b) Faux : d'après la formule mathématique de sensibilité et de spécificité, elles ne sont pas l'inverse l'une de l'autre.



c) **Vrai** : D'après la formule de Bayes : $P(\overline{M}/-)= \dfrac{P(-/\overline{M})\times P(\overline{M})}{P(-/\overline{M})\times P(\overline{M})+P(-/M)\times P(M)}$

$$= \frac{Sp\times 0{,}9}{Sp\times 0{,}9+0{,}2\times 0{,}1} \approx 0{,}96$$

d) **Vrai** : par contre la sensibilité et la spécificité sont 2 paramètres intrinsèques qui ne dépendent pas de la prévalence.
e) **Vrai** : VPP = P(M/+)= $\dfrac{0{,}8\times 0{,}1}{0{,}8\times 0{,}1+0{,}4\times 0{,}9} \approx 0{,}18$.

<u>QCM n°3 :</u> *a*,**e**

a) **Vrai** :

$P(X\leq 290)= 0{,}2 \rightarrow \pi\left(\frac{290-\mu}{\sigma}\right) = 0{,}2 \rightarrow$ Par lecture inverse : $\frac{290-\mu}{\sigma} = -0{,}84$

$P(X\leq 302) = 0{,}6 \rightarrow \pi(\frac{302-\mu}{\sigma}) = 0{,}6 \rightarrow$ Par lecture inverse: $\frac{302-\mu}{\sigma} = 0{,}25$

D'où : $\begin{cases}-0{,}84\sigma+\mu=290\\ 0{,}25\sigma+\mu=302\end{cases} \rightarrow \begin{cases}\mu=299{,}25\\ \sigma=11\end{cases}$

b) Faux
c) Faux
d) Faux
e) Vrai

QCM n°4 : **a, b, d**

a) **Vrai** : n taille de l'échantillon inconnue (entre 40 et 50) et p=50/200. Expérience à 2 issues possibles (garçons/filles)

b) **Vrai** : n>20 et p<0.5

c) Faux : $P(X=0) = e^{-\lambda} = 2{,}754.10^{-5}$ $donc\ \lambda = -\ln(2{,}754.10^{-5}) = 10{,}5$

$$Or\ \lambda = np \quad donc \quad n = \frac{\lambda}{p} = \frac{10{,}5}{0{,}25} = 42$$

d) **Vrai**: (voir c)

e) Faux

f) Faux

QCM n°5 : **b, c, d, e**

a) Faux : Pas besoin, nous disposons ici d'un effectif suffisant. De plus il s'agit d'une proportion.

b) **Vrai** : Il s'agit ici d'une proportion ;

donc on utilisera cette formule : $[p_o - c_{\alpha/2}\sqrt{\frac{p_o(1-p_o)}{n}} ; p_o + c_{\alpha/2}\sqrt{\frac{p_o(1-p_o)}{n}}]$

Avec p_o la proportion estimée dans l'échantillon

$c_{\alpha/2}$ = **<u>0,994</u>** <u>pour α =32%</u>

Ainsi on obtient un $p_0 = \frac{127}{326}$ = **0,390**

En remplaçant on obtient alors bien **[0,363 ; 0,416].**

c) **Vrai** : Lorsque l'on veut un résultat a 3% près, cela veut dire que le résultat doit être correcte à plus ou moins 3%. En effet si le bon résultat est 100 alors 97,1 comme 102,9 sont des résultats correctes à 3% près.

Donc, dans la formule $p_o \pm c_{\alpha/2}\sqrt{\frac{p_o(1-p_o)}{n}}$ = *encadrement*, on en déduit que $\pm c_{\alpha/2}\sqrt{\frac{p_o(1-p_o)}{n}} = \pm 0{,}03$

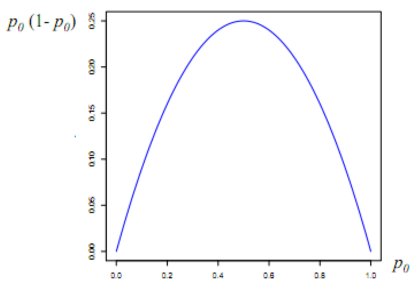
On nous demande un intervalle de confiance a 92%, donc α=8% et $c_{\alpha/2}$ = 1,751

Isolons alors l'inconnue, n : $c_{\alpha/2}\sqrt{\frac{p_o(1-p_o)}{n}} = 0{,}03 \Leftrightarrow c_{\alpha/2}.\frac{\sqrt{p.(1-p)}}{0{,}03} = \sqrt{n}$

<u>N'oublions pas que nous cherchons à estimer p</u> (son encadrement tout du moins), ainsi il faut **faire une hypothèse** quant à sa vraie valeur.

A partir de là, on remarque que ***n augmente*** lorsque ***p.(1-p) augmente.*** Ainsi afin d'être sur d'avoir le <u>**n_{max}**</u>, <u>nous permettant ainsi, quelque soit la vrai probabilité, d'avoir une estimation exacte</u> (*quitte à prendre un n trop grand donc*), <u>on</u> <u>doit prendre ***$p.(1-p)_{max}$*** !</u>

Il est alors facile de comprendre qu'il faut chercher p tel que p.(1-p) soit max. On trace donc la courbe *p.(1-p)=f(p).* L'abscisse correspondant au sommet de la courbe nous donnera la probabilité qui correspond au **$p.(1-p)_{max}$** et donc par extension à **n_{max}** .



On remarque que le maximum est atteint pour une probabilité de *p*=0,5.

On remplace alors dans la formule :

$$1{,}751.\frac{\sqrt{0{,}5.0{,}5}}{0{,}03} = 0{,}2918 = \sqrt{n}$$

⇔ **n = 29,18² = 851**

Ou sinon, rappelez vous juste que dans les exos comme ça on prend toujours p=0,5 ☺

d) **Vrai** : On reprend simplement la formule de l'encadrement, sans oublier que l'on ne s'intéresse à présent seulement qu'aux coccinelles en train de se noyer. On a donc n = 127.

Pour α=21% on a $c_{\alpha/2}$ = 1,254

On sait que $[p_o - c_{\alpha/2}\sqrt{\frac{p_o(1-p_o)}{n}} ; p_o + c_{\alpha/2}\sqrt{\frac{p_o(1-p_o)}{n}}]$ et **on trouve bien [0,68 ; 0,78].**

e) **Vrai** : On se retrouve dans le même cas de figure que précédemment : $c_{\alpha/2}\sqrt{\frac{p_o(1-p_o)}{n}}$ = 0,01.

On cherche le risque, donc on cherche $c_{\alpha/2}$. On connait la proportion : p= 0,769 et on connait l'effectif : n=562. On isole $c_{\alpha/2}$ et on fera une lecture inverse de la table pour connaitre le risque α.

On a donc $c_{\alpha/2} = \frac{0{,}01}{\sqrt{\frac{p_o(1-p_o)}{n}}}$ = 0,562.

Et par lecture inverse on trouve que α est bien compris entre **57 et 58%.**

<u>QCM n°6 :</u> a, c, e

a) **Vrai** : Ici la moyenne est de **374 fruits**.

b) Faux : Calculons la variance observée : s² = $\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n=10} x_i{}^2 - \bar{x}^2$

⇔ s² = $\frac{1}{11}$. 1 779 092 – 374² = **21 860 fruits²,** il s'agit bien de la variance observée.

Calculons maintenant l'écart-type estimé : S² = $\frac{n}{n-1}$. s² = 24 046 fruits².

D'où l'écart-type estimé est de **155 fruits**.

c) **Vrai** : Il faut se servir des formules données en cours : $[(n-1)\frac{S^2}{b};(n-1)\frac{S^2}{a}]$ avec : S² = variance estimée de la population. Le Ddl est de 10 (n-1) avec :

a tel que $P(\chi_{10,10\%}{}^2 \leq a) = 0{,}10$

b tel que $P(\chi_{10,10\%}{}^2 \leq b) = 0{,}90$

Il ne faut pas oublier que la table du Chi² donne les probabilités supérieures ! Donc attention à la lecture dans la table. On trouve ainsi a = 4,865 et b = 15,987

En remplaçant on tombe sur le bon intervalle de confiance : **[15 041 ; 49 427].**

d) Faux : pas dans tous les cas, il faut que la v.a.r suive une Loi Normale !

e) **Vrai** : Une fois l'hypothèse effectuée l'encadrement est juste :

On a un effectif inférieur à 30, donc on doit en préambule supposer que la v.a.r. suit une Loi Normale. En suite on lit le fractile qui correspond au risque α=2%.

On trouve pour un ddl de 10 : $t_{n-1,\alpha/2}$ = 2,764.

On remplace dans la formule avec l'écart-type estimé dans la population :

$[\bar{x} - t_{n-1,\alpha/2}\frac{S}{\sqrt{n}} ; \bar{x} + t_{n-1,\alpha/2}\frac{S}{\sqrt{n}}]$ et on trouve un intervalle de confiance de **[244,83 ; 503,17].**

QCM n°7 : **b, c, e**

a) Faux : H_0 est l'hypothèse nulle que l'on essaye de réfuter. A contrario, H_1 est l'hypothèse complémentaire que l'on essaye de corroborer.
b) **Vrai** : α est la probabilité de rejeter à tord H_0, et donc d'accepter à tord H_1.
c) **Vrai** : la puissance ($\pi = 1-\beta$) est la capacité d'un test à mettre en évidence une différence significative (donc de rejeter H_0 si H_0 est fausse).
d) Faux : dans un test bilatéral !
e) **Vrai** : mais en contrepartie les tests paramétriques sont plus contraignants à utiliser car ils nécessitent de satisfaire à des conditions d'utilisation.

QCM n°8 : **a, b, c**

a) **Vrai**
b) **Vrai**
c) **Vrai**
d) Faux : S=12
e) Faux : S > a 8 lu dans la table on ne rejette pas.

QCM n°9 : **a, c**

a) **Vrai**
b) Faux : on utilise le test du Chi² de Mac Nemar.

	Célibataire (après)	En couple (après)	
Célibataire (avant)	12	**2**	=14
En couple (avant)	**11**	2	=13
	=23	=4	=27

11+2 = 13 paires discordantes. Les conditions d'utilisation du test du Chi² de Mac Nemar sont donc réalisées (nb de paires discordantes > 10).

c) **Vrai** : $Tobs = \frac{(11-2)^2}{11+2} = 6{,}23$
d) Faux : pour le test du Chi² de Mac Nemar, la Pvalue se lit par lecture inverse de la table du Chi² à 1 ddl. On trouve : 0,02 > Pvalue > 0,01.
e) Faux : on peut procéder de 2 façons différentes :

<u>façon n°1 :</u> dans la table du Chi² à 1 ddl (α=1%), on lit $t_\alpha=6{,}635$
$6{,}23<6{,}635$ donc $t_{obs}<t_\alpha$
on ne rejette pas H_0.

<u>façon n°2 :</u> 0,02>Pvalue>0,01 donc Pvalue>α
on ne rejette pas H_0.

QCM n°10 : b

a) Faux : a partir de 35 $n=(t_{obs}*\sigma/\Delta_m)^2$.
b) **Vrai** : si on isole m dans la formule du T_{obs}.
c) Faux : l'effectif ne change pas le σ , il augmente juste racine de n.....
d) Faux : l'écart reduit ne se sert pas de ddl.
e) Faux : la variance serait multipliée par 4.

QCM n°11 : **a, b, e**

a) Vrai : incidence cumulée = $\frac{nb\ de\ nvx\ cas\ survenant\ pdt\ une\ période\ dt}{population\ à\ risque\ pdt\ la\ période\ dt} = \frac{2000}{700000}$=0,0029

b) Vrai

c) Faux : 10 pour 1000 car prévalence = $\frac{7000}{700000}$

d) Faux : taux de létalité = $\frac{nb\ de\ décès\ par\ cancer\ de\ peau\ en\ 2011}{nb\ de\ cancer\ de\ peau\ existants\ en\ 2011}$ = 1200 / 7000 = 0.17 soit 170 pour 1000 (on multiplie par 1000 tout simplement !)

e) **Vrai** : 3400/700000= 0,0049

QCM n°12 : **b, e**

a) Faux : à partir de 1950, le champ de l'épidémilogie s'est élargi à toutes les pathologies notamment chroniques, même si elle est plutôt centrée sur les épidémies et maladies infectieuses.
b) Vrai
c) Faux : pas 5 mais 3 branches (sinon le reste est vrai)
d) Faux **:** épidémiologie de population=sains + malades
e) Vrai

QCM n°13 : **c, d, e**

a) Faux : tout vrai sauf que c'est un temps défini
b) Faux : ce risque est variable selon les personnes : leur âge, leurs caractéristiques biologiques...
c) Vrai
d) Vrai
e) Vrai

QCM n°14 : **b, e**

a) Faux
b) Vrai : RR= $\frac{52/(52+13)}{26/(26+169)}$**=6**
c) Faux : multiplicatif
d) Faux : p<1 %
e) Vrai

<u>QCM n°15 :</u> **a, b, c, d**

a) **Vrai**
b) **Vrai**
c) **Vrai**
d) **Vrai**
e) Faux : ça c'est l'épidémiologie. 3 biais : de sélection, de classement (=d'information) et de confusion.

<u>QCM n°16 :</u> **f**

a) Faux : en terme d'efficacité et en terme de tolérance
b) Faux : il est effectué chez des patients atteints de la pathologie
c) Faux : procédure expérimentale
d) Faux : c'est la phase 3
e) Faux : préciser les critères d'inclusion et de non inclusion