

# TUTORAT UE4 2011-2012 – Biostatistiques

## CORRECTION Séance n°5

**Colle – Dujols/Sabatier/Molinari**

Séance préparée par les tuteurs de l'ATM<sup>2</sup> et de l'ATP

### QCM n°1 : b, d

- a) Faux : la sensibilité est un paramètre intrinsèque propre au test qui ne dépend pas de la prévalence de la maladie.
- b) **Vrai** :  $VPP = P(M/S) = \frac{P(S/M) \times P(M)}{P(S/M) \times P(M) + P(S/\bar{M}) \times P(\bar{M})} = \frac{0.7 \times 0.6}{0.7 \times 0.6 + 0.2 \times 0.4} = 0.84$
- c) Faux :  $VPN = P(\bar{M}/\bar{S}) = \frac{P(\bar{S}/\bar{M}) \times P(\bar{M})}{P(\bar{S}/\bar{M}) \times P(\bar{M}) + P(\bar{S}/M) \times P(M)} = \frac{0.8 \times 0.4}{0.8 \times 0.4 + 0.3 \times 0.6} = 0.64$
- d) **Vrai**
- e) Faux :  $P(S) = P(S/M) \times P(M) + P(S/\bar{M}) \times P(\bar{M}) = 0.7 \times 0.6 + 0.2 \times 0.4 = 0.5$

### QCM n°2 : a, c, d

- a) **Vrai** :  $RR > 1$ , on parle donc de facteur de risque
- b) Faux : on a le risque relatif estimé, il faut faire des tests statistiques. Et attention, pour prouver un lien causal il faut les 8 arguments (preuves expérimentales, reproductibilité, temporalité, relation dose effet, suppression de la cause, spécificité, cohérence, force de l'association).
- c) **Vrai** : soit M l'évènement « avoir une maladie cardiovasculaire » et F l'évènement « manger au fastfood »
- On sait que  $RR = \frac{P(M/F)}{P(M/\bar{F})} = 1.6$  donc  $P(M/\bar{F}) = \frac{P(M/F)}{RR} = \frac{0.4}{1.6} = 0.25$
- d) **Vrai** : d'après Bayes :  $P(F/M) = \frac{P(M/F) \times P(F)}{P(M/F) \times P(F) + P(M/\bar{F}) \times P(\bar{F})} = \frac{0.4 \times 0.2}{0.4 \times 0.2 + 0.25 \times 0.8} = 0.285$
- e) Faux : si  $RR = 1$ , il n'y a pas de lien prouvé entre maladie cardiovasculaire et fastfood.

### QCM n°3 : b, d

- a) Faux : elle portera sur les caractéristiques communes.
- b) **Vrai**
- c) Faux :  $\sigma^2/n$
- d) **Vrai**
- e) Faux : on a un meilleur taux de réponse (on pourra passer plus de temps auprès de chaque sujet).

### QCM n°4 : a, d

- a) **Vrai** : on pose A : « être alcoolisé »,  $\bar{A}$  : « ne pas être alcoolisé », R : « s'être pris un râteau » et  $\bar{R}$  : « aucun râteau ».

$$\begin{aligned}P(A \cap R) &= P(A/R) \cdot P(R) \\ &= 0,95 \times 0,3 \\ &= 0,285\end{aligned}$$

- b) Faux : il y a indépendance si  $P(A) \cdot P(R) = P(A \cap R)$

$$\begin{aligned}P(A) \cdot P(R) &= 0,8 \times 0,3 \\ &= 0,24\end{aligned}$$

or on a  $P(A \cap R) = 0,285$ , donc  $P(A) \cdot P(R) \neq P(A \cap R)$ .

Il n'y a donc pas indépendance.

- c) Faux :  $P(R/A) = \frac{P(R \cap A)}{P(A)} = \frac{0,285}{0,8} = 0,356$

- d) **Vrai** :  $P(R/\bar{A}) = \frac{P(\bar{A} \cap R)}{P(\bar{A})} = \frac{P(\bar{A}/R) \cdot P(R)}{P(\bar{A})}$

$$\begin{aligned}P(\bar{A}/R) &= 1 - P(A/R) & P(\bar{A}) &= 1 - P(A) \\ \text{or} & & \text{et} & \\ &= 1 - 0,95 & &= 1 - 0,8 \\ &= 0,05 & &= 0,2\end{aligned}$$

$$\text{donc } P(R/\bar{A}) = \frac{0,05 \times 0,3}{0,2} = 0,075$$

- e) Faux :  $RR = \frac{P(R/A)}{P(R/\bar{A})} = \frac{0,356}{0,075} = 4,746 > 1$  donc boire de l'alcool est un facteur de risque.

### QCM n°5 : b, c

- a) Faux : on fait jamais cette hypothèse pour calculer un intervalle.  
b) **Vrai** : on doit supposer que la variable suit une loi Normale avec  $n < 30$ .  
c) **Vrai** : car on a fixé un risque de 5%. Si on prend un intervalle de risque plus grand, le risque diminue, mais la précision du résultat diminuera aussi.  
d) Faux : on utilise :

$$S^2 = \frac{n}{n-1} \cdot s^2 \text{ donc } S = 2,041$$

$$\begin{aligned}IC &= \left[ \bar{x} - T_{\alpha/2} \times \frac{S}{\sqrt{n}}; \bar{x} + T_{\alpha/2} \times \frac{S}{\sqrt{n}} \right] \\ &= \left[ 9 - 2,064 \times \frac{2,041}{\sqrt{25}}; 9 + 2,064 \times \frac{2,041}{\sqrt{25}} \right] \\ &= [8,157; 9,843]\end{aligned}$$

NB :  $T_{\alpha/2}$  est lut dans la table de Student à  $25-1=24$  ddl.

- e) Faux : cf d).

### QCM n°6 : a, d, e

- a) **Vrai** : X compte le nombre de strike durant le championnat.  
200 personnes \*5parties\*20 lancés =20000 lancés=> pendant le championnat, on répète 20 000 fois la même expérience avec 2 issues possibles et contraires « faire un strike » ou ne pas faire un strike » La proba du succès (« faire un strike ») pour chaque expérience est  $p=1/1000$
- b) Faux :  $n>20$  et  $p<0,5$  on peut donc faire l'approximation par la loi de Poisson de paramètre  $\lambda=np$   
**mais avec**  $\lambda = 0,001 \times 20000 = 20$
- c) Faux: avec la loi de Poisson on trouve :
- $$P(X = 15) = \frac{\lambda^k \cdot e^{-\lambda}}{k!} = \frac{20^{15} \times e^{-20}}{15!} = 0,0516$$
- d) **Vrai** :  $n>30$ ,  $np$  et  $nq \geq 5$  on peut donc faire l'approximation par la loi Normale de paramètre  $N(m ; \sigma)$
- $$m = np \qquad \sigma = \sqrt{npq}$$
- $$= 20000 \times 0,001 \qquad \text{et} \qquad = \sqrt{20000 \times 0,001 \times (1 - 0,001)} \qquad \text{donc } X \sim N(20 ; 4,47)$$
- $$= 20 \qquad \qquad \qquad = 4,47$$

- e) **Vrai** : le passage d'une loi discrète (loi Binomiale et loi de Poisson) à une loi continue (loi Normale) s'accompagne d'une correction de continuité !

Ainsi  $P(13 \leq X \leq 24)$  devient  $P(12,5 \leq X \leq 24,5)$  avec la correction de continuité.

$$\begin{aligned} P(12,5 \leq X \leq 24,5) &= P\left(\frac{12,5 - m}{\sigma} \leq U \leq \frac{24,5 - m}{\sigma}\right) \\ &= P(-1,68 \leq U \leq 1,01) \\ &= \pi(1,01) - \pi(-1,68) \\ &= 0,8438 - 0,0465 \\ &= 0,7973 \approx 0,8 \end{aligned}$$

### QCM n°7 :

- a) Faux : la loi Normale est une loi continue  
b) Faux  
c) Faux  
d) **Vrai** :

$$P(0.205 < X < 0.305) = P\left(\frac{0.205 - 0.295}{0.05} \leq U \leq \frac{0.305 - 0.295}{0.05}\right) = \pi(0.2) - \pi(-1.8) = 0.5793 - 0.0359 = 0.5434$$

- e) Faux  
f) Faux

QCM n°8 : c, d

- a) Faux
- b) Faux
- c) **Vrai** : (cf. énoncé)
- d) **Vrai** :  $P(X=7) = \frac{5^7 \cdot e^{-5}}{7!} = 0.104$
- e) Faux

QCM n°9 : c

- a) Faux : voir c => on se retrouve avec le terme  $\frac{\mu}{\sigma}$  qui dépend donc de ces 2 valeurs inconnues, si on essaye avec  $\mu = \sigma$  on trouve le résultat proposé, c'est donc le seul cas où cette égalité est vraie.
- b) Faux
- c) **Vrai** :  $P(2\mu < X < \mu - 2\sigma) = P\left(\frac{2\mu - \mu}{\sigma} < X < \frac{\mu - 2\sigma - \mu}{\sigma}\right) = P\left(\frac{\mu}{\sigma} < X < 2\right)$   
Or si  $\mu = \sigma$ , on a  $P(1 < X < 2) = 0,136$
- d) Faux : les valeurs sont recherchées dans la table de la LNCR, elles ne dépendent pas d'un quelconque risque (pas de alpha ou beta)
- e) Faux : voir d
- f) Faux

QCM n°10 : b, d

- a) Faux : si  $p\text{-value} < \alpha$ , on rejette  $H_0$ .
- b) **Vrai**
- c) Faux : au contraire, ces deux valeurs sont indépendantes, leur comparaison nous permet de conclure à un rejet ou non du test statistique.
- d) **Vrai** : la p-value est une sorte de « vrai risque » du test qui dépend du test utilisé et du  $t_{\text{obs}}$  obtenu.
- e) Faux : c'est le contraire, la plupart du temps, on lit la p-value par lecture inverse de la table considérée à partir du  $t_{\text{obs}}$  que l'on a calculé.

QCM n°11 : c, e

- a) Faux : on utilise un test non paramétrique si les conditions d'application des tests paramétriques ne sont pas respectées.
- b) Faux : le choix d'un test bilatéral ou unilatéral va influencer également sur le  $t_\alpha$  que l'on va lire et donc sur le rejet ou non de l'hypothèse nulle.
- c) **Vrai** : c'est le risque de rejet à tort, que l'on utilise comme règle de décision.
- d) Faux : on conclut statistiquement au rejet de  $H_0$  ou non.
- e) **Vrai** : les valeurs étant remplacées par des rangs, les grosses erreurs (de mesure, ...) voient leur impact atténué par rapport aux tests paramétriques, où ces valeurs peuvent modifier grandement les valeurs des paramètres (moyenne, écart-type ...)

**QCM n°12 : a, b, d, e**

- a) **Vrai** : et  $H_1 : p \neq P$  car on fait un test bilatéral.
- b) **Vrai** : ce sont bien les conditions à vérifier avant d'effectuer ce test, et comme  $200 \times 0.95 = 190$  et que  $200 \times 0.05 = 10$  sont bien supérieurs à 5, ces conditions sont respectées.
- c) Faux : on peut utiliser la formule de généralisation au cas de la comparaison d'un pourcentage observée à un pourcentage théorique :  $t_{obs} = \frac{|p-p|}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} = 9.73$  à  $10^{-2}$  près ici.
- d) **Vrai** : Attention, on lit bien  $t_\alpha$  dans la table de l'écart-réduit ou dans la table de la loi normale centrée réduite.
- e) **Vrai** : en effet,  $t_\alpha = 1.96$  donc  $t_{obs}$  est supérieure à  $t_\alpha$  et on peut rejeter  $H_0$ .

**QCM n°13 a, e :**

- a) **Vrai**
- b) Faux : l'énoncé ne me donne pas la taille des échantillons, je ne peux donc pas savoir si la condition d'application du test de l'écart-réduit est respectée, à savoir que les tailles des deux échantillons soient supérieurs ou égales à 30.
- c) Faux : c'est vrai pour le test de Student mais pas pour le test de l'écart-réduit.
- d) Faux : que  $n_1$  et  $n_2 \geq 30$
- e) **Vrai** : on rejette  $H_0$  et on accepte  $H_1$ .

**QCM n°14: c, e**

- a) Faux : non les conditions ne sont pas respectées (cf b)
- b) Faux :  $F = S_1^2/S_2^2 > 2.12$
- c) **Vrai** :
- d) Annulée.
- e) **Vrai** : la comparaison portent toujours sur les populations !!!