# TUTORAT UE4 2012-2013 – Biostatistiques
# CORRECTION Séance n°7 – Semaine du 12/11/2012

***Séance de révision générale***
Séance préparée par les tuteurs de l'ATM² et de l'ATP

/!\ Certains errata de la séance nous ont obligé à modifier l'énoncé de certains items, la version actuelle se trouve sur www.lafed-um1.fr

*QCM n°1 :* **A, D**

A. **Vrai**.
B. Faux. On n'accepte jamais une hypothèse, suivant l'observation on peut la rejeter ou la corroborer (l'hypothèse « résiste » à l'épreuve).
C. Faux. La sensibilité ne varie pas avec la prévalence (à la différence de la VPP et la VPN).
D. **Vrai**. C'est le théorème de Bayes.
E. Faux. Cette formule n'est vraie que si A et B sont incompatibles.

*QCM n°2 :* **C, D**

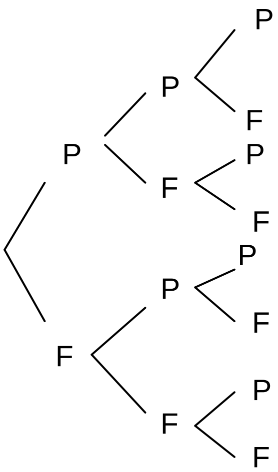
A. Faux. $P(S\cap\bar{M}) = P(S/\bar{M}) \times P(\bar{M}) = (1-Sp)\big(1-P(M)\big) = 0.5 \times 0.7 = 0.35$
B. Faux. $P(\bar{S}\cap M) = P(\bar{S}/M) \times P(M) = (1-Se)P(M) = 0.3 \times 0.3 = 0.09$
C. **Vrai**. VPP=P(M/S)= $\dfrac{P(S/M)\times P(M)}{P(S/M)\times P(M)+P(S/\bar{M})\times P(\bar{M})} = \dfrac{0,7\times 0,3}{0,7\times 0,3+0,5\times 0,7}$ =0,375
D. **Vrai**.

Faux. P(S/M)= $\dfrac{P(M/S)\times P(S)}{P(M)}$ donc P(S)= $\dfrac{P(S/M)\times P(M)}{P(M/S)} = \dfrac{0,7\times 0,3}{0,375} = 0,56$

*QCM n°3 :* **A, D**

A. **Vrai**. Comptage de la disparition de la douleur (qualitatif) et délai de disparition de la douleur (quantitatif).
B. Faux.
P= $\dfrac{1}{A_{32}^{2}}$

**C.** Faux.




3/8 chemins mènent à la combinaison 2faces + 1pile

et tous les chemins sont équiprobables donc p=3/8=0,375

2ème solution : on peut remarquer que le nombre de « faces » suit une loi binomiale de paramètres n=3 et p=0.5.
D'où $P(X=2) = C_3^2 \times 0.5^2 \times 0.5^1 = 0.375$

D. **Vrai**. 0,2X0,5=0,1 P(A)Xp(B)=P(A $\cap$ B)
E. Faux. P(A $\cup$ B)=P(A)+P(B)-P(A $\cup$ B) = 0.5+0.2-0.1 = 0.6.

## *<u>QCM n°4 :</u>* **B,C,E**

A. Faux. Pour que X soit une variable aléatoire, si on pose f sa densité, il faut $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$. Donc ici, on obtient $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = \int_{-\infty}^{0} 0dx + \int_{0}^{0.5} adx + \int_{0.5}^{1} 0dx + \int_{1}^{1.5} adx + \int_{1.5}^{+\infty} 0dx = 0 + [ax]_0^{0.5} + 0 + [ax]_1^{1.5} + 0 = a(0.5 - 0 + 1.5 - 1) = a$
D'où a=1
B. **Vrai.** Cf A.
C. **Vrai.** Car c'est une variable aléatoire continue.
D. Faux**.** Car c'est une variable aléatoire continue.
E. **Vrai.** $\mathrm{E(X)} = \int_{0}^{0,5} x.dx + \int_{1}^{1,5} x.dx = \frac{3}{4}$.

## *<u>QCM n°5 :</u>* **D, E**

A. Faux. $E(X) = \frac{a+b}{2} = \frac{\mathbf{5+8}}{2} = 6,5\ et\ Var(X) = \frac{(b-a)^2}{12} = \frac{3^2}{12} = 0,75$
B. Faux. $P(X < 7) = \frac{7-a}{b-a} = \frac{2}{3}$ = F(7).
C. Faux. $P(6 < X < 7) = F(7) - F(6) = \frac{7-5}{8-5} - \frac{6-5}{8-5} = \frac{1}{3}$
D. **Vrai**. E(X)=$\frac{5+9}{2} = 7$
E. **Vrai**. $P(X < 7) = \frac{7-5}{9-5} = \frac{1}{2}$
F. Faux.

## *QCM n°6 :* **A, C, E**

**A. Vrai**. On a bien une expérience de Bernoulli (chaque bonbon est un nounours ou pas) qui est répétée indépendamment 108 fois. On a donc une loi Binomiale de paramètres n=108 et p=0.04 (probabilité de succès, c'est-à-dire probabilité d'un nounours puisque c'est ce que l'on compte).

B. Faux, Cf A.

C. **Vrai,** on peut approximer par une loi de Poisson car n>20 et p<0.5. Le paramètre λ de cette loi est $\lambda = np = 108 \times 0,04 = 4,32$.

D. Faux, voir E.

E. **Vrai**, P(x≥6)= 1-P(x<6)= 1-[P(X=0)+P(X=1)+P(X=2)+P(X=3)+P(X=4)+P(X=5)]

= 1-[$\left(\frac{4.32^0 e^{-4.32}}{0!}\right) + \left(\frac{4.32^1 e^{-4.32}}{1!}\right) + \left(\frac{4.32^2 e^{-4.32}}{2!}\right) + \left(\frac{4.32^3 e^{-4.32}}{3!}\right) + \left(\frac{4.32^4 e^{-4.32}}{4!}\right) + \left(\frac{4.32^5 e^{-4.32}}{5!}\right)$]

= 1-0.7333

=0.2667

## *QCM n°7 :* **A,C**

A. **Vrai. .** $\mathbf{Se} = \mathbf{P}(\mathbf{T}^+/\mathbf{M}) = \mathbf{P}(\mathbf{C} > 115 \mid C \sim N(130{,}30)) = \mathbf{1} - \mathbf{P}(\mathbf{C} < 115 \mid C \sim N(130{,}30)) = \mathbf{1} - \boldsymbol{\pi}\left(\frac{\mathbf{115 - 130}}{\mathbf{130}}\right) = \mathbf{1} - \boldsymbol{\pi}(-\mathbf{0,5}) = \mathbf{1} - (\mathbf{1} - \boldsymbol{\pi}(\mathbf{0,5}) = \boldsymbol{\pi}(\mathbf{0,5}) = \mathbf{0,6915}$

B. **Faux.**

C. **Vrai.** $\mathbf{Sp} = \mathbf{P}(\mathbf{T}^-/\overline{\boldsymbol{M}}) = \mathbf{P}(\mathbf{C} < 115 \mid C \sim N(100{,}30)) = \boldsymbol{\pi}\left(\frac{\mathbf{115 - 100}}{\mathbf{1,5}}\right) = \boldsymbol{\pi}(\mathbf{0,5}) = \mathbf{0.6915}$

D. **Faux.Cf C**.

E. **Faux.**

F. **Faux**

## *QCM n°8 :* **A, C, E.**

**A. Vrai**, $x = \frac{25}{15} = 1.67 \frac{mg}{cpé}$.

**B.** Faux, $s^2 éch = \frac{\sum xi^2}{n} - (\bar{x})^2 = 0.0221\ (mg/cpé)^2$

**C. Vrai**, $s^2 pop = \frac{n}{n-1}\ s^2 éch = \frac{15}{14}$x 0.0221=0.0237 (mg/cpé)²

**D.** Faux, cf item E.

**E. Vrai**, soit n=15 et σ=inconnu

IC=$\left[\bar{x} \pm t(\propto, n-1)\frac{Spop}{\sqrt{n}}\right]$$, soit\ S\ pop = \sqrt{S^2 pop} = \sqrt{0.0237} = 0.1539\ mg/cp$

Seuil de 90%= risque α=0.1 et n=15 soit n-1=14 soit t(0.1,14)=1.761.

Soit IC=$\left[1.6667 \pm 1.761\left(\frac{0.1539}{\sqrt{15}}\right)\right] = [1.597, 1.737]$

## *QCM n°9 :* **B, C, D**

A. Faux. n>30 l'hypothèse de normalité n'est donc pas nécessaire.

B. **Vrai.** L'intervalle de confiance est symétrique autour de la moyenne.

C. Vrai. $m = \frac{36.72 + 36.84}{2} = 36.78$.

D. **Vrai** : $n = 100$

$\mu\ \in [\bar{x} - c_{1-\alpha/2}\frac{S}{\sqrt{n}}\ ; \bar{x} + c_{1-\alpha/2}\frac{S}{\sqrt{n}}\ ]$ donc $c_{1-\alpha/2}\frac{S}{\sqrt{n}} = \frac{36{,}84-36{,}72}{2}$

$S = \frac{0{,}06}{0{,}196} = 0{,}306 \rightarrow S^2 = 0{,}0936 = 0{,}094$

E. Faux

F. Faux

## *QCM n°10 :* **A, C, D**

A. **Vrai**.
B. Faux. H1 : μ>3,6.
C. **Vrai**. On a n>30 donc on approche S par s : $t_{obs} = \frac{\bar{x} - \mu 0}{S/\sqrt{n}} = \frac{5-3,6}{1,7/\sqrt{75}} = 7,132$.
D. **Vrai**. Nous sommes en unilatéral, $t_\alpha$=1,645 (à lire dans la table de l'écart-réduitpour α x 2 = 10%). $t_{obs}>t_\alpha$. On rejette H0 au risque 10%: on peut mettre en évidence une différence significative.
E. Faux. $t_\alpha$=2,054 (à lire dans la table de l'écart-réduit pour α x 2 = 4%). On rejette H0 au risque 2%, on met en évidence une différence significative.

## *QCM n°11 :* **A, B, E**

A. **Vrai**.
B. **Vrai**. On a bien affaire à deux variables qualitatives à deux modalités (dépressif ou non avant et dépressif ou non après) qui sont mesurées sur des échantillons appariés.
C. Faux. La statistique de ce test tobs se calcule avec les paires discordantes.
D. Faux. Pour un test de chi deux de Mac Nemar tα se lit à 1ddl
E. **Vrai**. On vérifie que les conditions d'application du test sont bien vérifiée (nombre de paires discordantes supérieur à 10). Tobs= $\frac{(58-18)^2}{58+18} = 21,053 \text{ à } 10^{-3}\ près.$
Tα se lit à1 ddl. Et pour α= 0,1% Tα=10,827 dans la table du chi deux.
Tobs > Tα donc on rejette Ho. Donc les films Disney ont effectivement un effet sur l'état dépressif des jeunes adultes

| | | Après | | Total |
|---|---|---|---|---|
| | | Dépression | Pas dépression | |
| Avant | Dépression | 127 | 18 | **145** |
| | Pas dépression | **58** | 109 | **167** |
| Total | | **185** | 127 | 312 |

## *QCM n°12 :* **A, B, D**

A. **Vrai.**
**B. Vrai**
C. Faux. Des échantillons indépendants.
D. **Vrai.**
E. Faux**.** On peut toujours prendre alpha aussi petit que l'on souhaite mais au risque d'avoir un risque béta qui est très grand et donc un test peu puissant.

## *QCM n°13 :* **F**

A. Faux. $H_0 : m_A = m_B \ et \ H_1 : m_A \neq m_B$ car on fait un test bilatéral.

Calcul du ddl : $n_A + n_B - 2 = 16$ et on lit $t_\alpha = 2,120$
Calcul des moyennes : $m_A = \frac{63,9}{9} = 7,1$ et $m_B = \frac{63.8}{9} = 7,0889$
Calcul des estimations des variances : $S_A^2 = \frac{1}{n_A - 1}(\sum x_A{}^2 - n_A m_A{}^2) = \frac{1}{8} \times (455,17 - 9 \times 7,1^2) = 0,185$

$$S_B^2 = \frac{1}{8} \times (454,88 - 9 \times 7,0889^2) = 0,3259$$

Calcul de $t_{obs} = \frac{|m_A - m_B|}{\sqrt{\frac{S_A^2}{n_A} + \frac{S_B^2}{n_B}}} = 0,0466$

$t_{obs} < t_\alpha$ donc on ne rejette pas $H_0$.

B. Faux. On a 2 échantillons indépendants, on utilise donc un test de Mann Whitney

C. Faux.

| | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| A | 6,3 | 6,6 | 6,9 | 7,1 | 7,2 | 7,3 | 7,4 | 7,5 | 7,6 |
| | 1 | 4 | 7 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 |
| B | 6,4 | 6,5 | 6,7 | 6,8 | 7,0 | 7,0 | 7,7 | 7,8 | 7,9 |
| | 2 | 3 | 5 | 6 | 8,5 | 8,5 | 16 | 17 | 18 |

$$R_A = 1 + 4 + \cdots + 15 = 87 \; et \; R_B = 84$$
$$U_A = n_A n_B + \frac{n_A(n_A+1)}{2} - R_A = 39$$
$$U_B = n_A n_B + \frac{n_B(n_B+1)}{2} - R_B = 42$$
$$U_{min} = 39$$

$U_{min} > 17$ (lu dans la table de Mann Whitney à l'intersection n1=10 et n2-n1=0), donc au risque de 5% on ne rejette pas l'hypothèse $H_0$.

D. Faux. On fait un test bilatéral car on ne présume pas du sens de l'égalité.

E. Faux.

On fait un tableau $2 \times 2$ :

| | bpm≤ 7,2 | Bpm>7,2 | |
|---|---|---|---|
| Groupe A | 5 | 4 | 9 |
| Groupe B | 6 | 3 | 9 |
| | 11 | 7 | 18 |

Tableau des effectifs théoriques :

| | | | |
|---|---|---|---|
| Groupe A | $\frac{9 \times 11}{18} = 5{,}5$ | 3,5 | 9 |
| Groupe B | 5,5 | 3,5 | 9 |
| | 11 | 7 | 18 |

Les conditions du test ne sont pas respectées (3,5<5) donc on ne peut pas calculer $Chi2_{obs}$.

Remarques (pour info) : $\chi_2 = \frac{(5-5,5)^2}{5,5} + \frac{(4-3,5)^2 5}{3,5} + \cdots + \frac{(3-3,5)^2}{3,5} = 0,2338 < 3,841$ On aurait rejeté $H_0$ si les conditions avaient été respectées.

**F. Vrai.**

## *QCM n°14 :* **E**

A. Faux. Un essai thérapeutique comparatif est TOUJOURS prospectif.
B. Faux. Contrairement aux enquêtes observationnelles, l'essai thérapeutique permet l'imputation causale.
C. Faux. Le tirage au sort évite aussi le biais de confusion (si les groupes ne sont pas comparables au départ, la différence observée à la fin de l'essai sera peut-être due à la différence initiale…)
D. Faux. Epidémiologie expérimentale
E. **Vrai**. Le biais d'attrition est créé par les patients qui présentent des écarts au protocole. L'analyse en intention de traiter tient compte de tous les patients dans leur groupe de randomisation, quels que soient les écarts au protocole (cela permet de se rapprocher de la « vraie vie »).

## *QCM n°15 :* **D**

A. Faux. Elle peut traduire une amélioration de la durée de vie des patients.
B. Faux. Observationnelle et descriptive.
C. Faux. Transversale. Mais la prévalence est bien liée à l'incidence de la maladie (ainsi qu'à la durée de celle-ci).
D. **Vrai**. Car la population dans un hôpital est relativement petite. La création d'un échantillon représentatif d'une population est une difficulté majeure des enquêtes de prévalence donc attention au biais de sélection…
E. Faux. Elles permettent justement une planification sanitaire.

*QCM n°16 :* **A, D**

A. **Vrai**. Si la durée et l'incidence sont constants dans le temps, alors P≃TIxD.
B. Faux. La proportion de risque attribuable se rapporte à la population dans sa globalité, comprenant les exposés et les non-exposés.
C. Faux. Il existe bien 3 types de biais, mais il s'agit des biais de sélection, d'information et de confusion, le biais de classement étant l'équivalent du biais d'information.
D. **Vrai**.
E. Faux. Il s'agit de la définition d'un biais de confusion.

*QCM n°17 :* **F**

A. Faux. Il s'agit bien ici d'une enquête de type cas-témoins, mais elle correspond à une enquête observationnelle rétrospective.
B. Faux. Elle est considérée comme étant de moins bonne qualité qu'une enquête exposés-non exposés justement parce qu'elle est soumise à un nombre de biais plus important, notamment biais de sélection et d'information.
C. Faux. D'après les données de l'énoncé, on obtient le tableau suivant :

| | **Cas** | **Témoins** |
|---|---|---|
| **Exposés** | 17 | 291 |
| **Non exposés** | 46 | 278 |

OR= $\frac{ad}{bc}$=$\frac{17\times278}{46\times291}$=0,353

D. Faux. Le risque relatif peut être estimé par l'odds ratio lorsque la prévalence de la maladie est inférieure à 1%. Ici, la prévalence de la maladie est égale à 7% donc l'estimation n'est pas possible. (le RR s'éloignera de l'OR).
E. Faux. Aucune enquête observationnelle ne permet l'imputation causale, seule l'étude expérimentale le permet.
F. **Vrai**.