



Tutorat Lyon Est

Année Universitaire 2022 – 2023

Unité d'Enseignement 3

Annale Examen Terminale 12/12/2023

8 pages 14 questions 45 minutes

2022-2023

Noa CONSOLARO—LAMBERET

Juliette PERLIER

Eléana YAYO

Célia REYRE

2023-2024

Ioan FRANQUET

François COQUARD

Fanny CLAUSE

Léonie ROLLIN

Énoncé commun aux questions 1,2 et 3 :

Un essai est construit pour évaluer si le cetuximab ajouté à un cocktail de chimiothérapies (appelé FOLFOX-4) améliore la survie sans maladie chez les patients atteints de cancer colorectal stade III en comparaison au traitement de référence (FOLFOX-4). Des patients de 9 pays ont été inclus et randomisés de façon équilibrée dans les 2 bras. La randomisation était stratifiée sur l'envahissement ganglionnaire (oui/non) et par blocs.

Le critère de jugement principal était la survie sans maladie définie comme le délai entre la randomisation et la survenue du premier des événements parmi la récurrence locorégionale ou métastatique du cancer, la survenue d'un second cancer colorectal, le décès.

Le nombre de sujets nécessaires était de 1400 patients pour avoir 90% de chance de mettre en évidence une réduction de 25% du risque de survenue du critère de jugement principal dans le bras avec Cetuximab au risque alpha consenti de 5%.

L'analyse était réalisée en intention de traiter. L'analyse estime que l'effet de l'ajout de Cetuximab au FOLFOX-4 augmente de 5% le risque de survenue du jugement principal ($p = 0,66$).

Question 1 :

Indiquez-la ou les réponse(s) juste(s).

- A. Il s'agit d'un essai comparatif, non contrôlé.
- B. Il s'agit d'un essai clinique randomisé, multicentrique, en ouvert.
- C. Le risque de conclure à tort qu'il n'y a pas d'effet est de 5%.
- D. Le critère de jugement est composite.
- E. Le risque de montrer à raison un effet du cetuximab est 90%.

A FAUX Il s'agit bien d'un essai comparatif : on cherche à comparer deux traitements par rapport à leur amélioration de la survie sans maladie chez les patients atteints de cancer colorectal. Mais il est contrôlé puisqu'on compare à un traitement de référence : on compare le cetuximab ajouté à un cocktail de chimiothérapies versus le traitement de référence (FOLFOX - 4).

B VRAI il est précisé dans l'énoncé que l'essai est randomisé, des patients de 9 pays ont été inclus donc il est multicentrique. « En ouvert » signifie sans insu, il n'est pas précisé dans l'énoncé si les patients ou les praticiens ignoraient le traitement alloué au patient donc on peut partir du principe que l'essai était bien ouvert.

C FAUX Le risque alpha est de 5%. Alpha est le risque de rejeter H_0 alors que H_0 est vrai. Dans un essai, l'hypothèse H_0 est l'hypothèse d'absence de différence entre les 2 bras. Donc le risque alpha est le risque de conclure à tort à une différence entre les 2 bras.

D VRAI Le critère de jugement principal était la **survie sans maladie** = le délai entre la randomisation et la survenue du premier des événements parmi :

- la récurrence locorégionale ou métastatique du cancer
- la survenue d'un second cancer colorectal

- le décès

Il y a plusieurs évènements inclus dans le critère de jugement principal donc ce dernier est bien composite.

E VRAI Dans l'énoncé on nous dit « le nombre de sujets nécessaires était de 1400 patients pour avoir 90% de chance de mettre en évidence une réduction de 25% du risque de survenue du critère de jugement principal dans le bras avec Cetuximab ». C'est-à-dire qu'ils avaient 90% de chance de rejeter l'hypothèse nulle H_0 (absence de différence entre les 2 bras) sachant qu'il y a effectivement une différence (cela correspond à la puissance de l'étude). Donc le risque de montrer à raison un effet du Cetuximab est bien de 90%.

Question 2 :

Indiquez-la ou les réponse(s) juste(s).

- A. La randomisation est le meilleur moyen de limiter l'attrition.
- B. La randomisation est le seul moyen de conclure à une causalité du traitement sur la survie sans maladie.
- C. La randomisation à chaque patient d'optimiser la chance de bénéficier du meilleur traitement.
- D. La stratification garantit la même proportion de patients avec envahissement ganglionnaire dans les 2 bras.
- E. Les blocs garantissent un équilibre des patients avec envahissement ganglionnaire dans les 2 bras.

A FAUX Le biais d'attrition concerne le biais lorsqu'il y a des perdus de vue, c'est-à-dire des personnes qui ont arrêté l'essai clinique. C'est l'analyse en intention de traiter qui est le seul moyen d'éviter le biais d'attrition, pas la randomisation.

B VRAI La randomisation permet l'imputation causale.

C VRAI La randomisation assure une répartition équilibrée des caractéristiques, chaque patient a la même chance de bénéficier du traitement. (La phrase n'est pas très française mais elle était comme ça dans l'énoncé)

D VRAI La stratification consiste en l'élaboration d'une liste de randomisation au sein de chaque catégorie pour laquelle on souhaite un équilibre absolu. Il en résulte un équilibre entre les bras au sein de chaque strate. Elle est importante parce qu'elle permet d'assurer une égalité de répartition des critères dans les différents groupes de l'essai clinique. Dans cet essai, La randomisation était stratifiée sur l'envahissement ganglionnaire (oui/non), il y avait donc un bras oui et un bras non.

E VRAI Les patients sont stratifiés selon l'envahissement ganglionnaire et selon les blocs, ainsi un équilibre est garanti.

Question 3 :

Indiquez-la ou les réponse(s) juste(s).

- A. Tous les patients randomisés sont analysés dans leur bras d'allocation.
- B. L'analyse en intention de traiter permet de conserver la comparabilité des groupes.

- C. L'essai permet de conclure vis-à-vis de l'ajout de Cetuximab.
- D. L'ajout de Cetuximab améliore la survie sans maladie.
- E. On conclut que l'ajout de Cetuximab diminue de 25% de risque de survenue du critère de jugement principal.

A VRAI La randomisation permet de contrôler les facteurs de confusion entre les groupes pour qu'ils soient comparables, donc de s'assurer que la différence d'efficacité démontrée est bien due au traitement. Donc oui, les patients randomisés sont analysés dans leur bras d'allocation (ici « La randomisation était stratifiée sur l'envahissement ganglionnaire (oui/non) et par blocs. »)

B VRAI L'analyse en intention de traiter consiste à analyser les patients selon leur groupe de randomisation, peu importe si après randomisation, ils ne respectent pas le protocole qui leur était destiné. Il n'y a aucune exclusion à posteriori. Cela permet de maintenir la comparabilité des groupes.

C FAUX $p = 0,66$, dans l'énoncé on précise que $\alpha = 5\%$. Donc $p > \alpha$; on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle.

D FAUX Le critère de jugement principal était la survie sans maladie, soit le délai entre la randomisation et **la survenue du premier des événements** parmi : récurrence locorégionale ou métastatique du cancer, la survenue d'un second cancer colorectal ou le décès. Sachant que « L'analyse estime que l'effet de l'ajout de Cetuximab au FOLFOX-4 augmente de 5% le risque de survenue du jugement principal ($p = 0,66$). », selon les conclusions de l'étude, l'ajout du Cetuximab diminue la survie sans maladie ; mais (cf item C), l'étude ne permet pas de conclure.

E FAUX Cf item C, l'essai ne permet pas de conclure. Au contraire, il semblerait même que l'ajout de Cetuximab augmente le risque de cancer.

Questions isolées

Question 1 :

Indiquez-la ou les réponse(s) juste(s).

Le niveau de significativité d'un test statistique, « p », est la probabilité :

- A. De la différence observée sous l'hypothèse nulle.
- B. De la différence observée sous l'hypothèse alternative.
- C. D'observer sous l'hypothèse nulle une différence au moins égale à celle observée.
- D. Comparée au risque de première espèce afin d'établir l'éventuelle significativité du test.
- E. Comparée au risque de seconde espèce afin d'établir l'éventuelle significativité du test.

A VRAI La p value est la probabilité d'observer une valeur au moins aussi éloignée de la valeur de référence que celle observée sur l'échantillon. Autrement dit, c'est la probabilité que le résultat soit essentiellement dû au hasard.

B FAUX cf explications plus haut.

C VRAI C'est la probabilité d'observer une différence au moins égale à celle observée lors de l'expérimentation.

D VRAI La p value est une probabilité, la probabilité que le résultat obtenu soit essentiellement dû au hasard et donc que potentiellement, la différence que j'ai cherché à montrer n'existe pas. La p value est donc par définition comprise entre 0 et 1 (comme toute probabilité, 0 et 100%). Elle ne sera jamais égale à 0% donc quand savoir lorsque je peux ignorer ma p value. Quand savoir lorsque je peux admettre que la probabilité que mon résultat soit dû au hasard est négligeable et donc que l'étude est significative.

Pour cela je vais fixer un seuil. Au-dessus de ce seuil, j'estime que le risque est trop important donc que je ne peux pas négliger la p value. En dessous, j'estime que la p value peut être négligeable.

Ce seuil correspond au risque de première espèce est α (souvent fixée à 5%). C'est ce que vous faites à la fin de chaque exercice de test stat, vous comparez α à la p value pour conclure ou non à une significativité. Si $p > \alpha$ alors vous ne pouvez pas conclure à une différence significative. Si $p < \alpha$ alors vous pouvez conclure à une significativité.

E FAUX Risque de première espèce !

Question 2 : HP

La valeur du taux de mortalité, constant au cours du temps, d'une maladie particulièrement sévère est estimé à $\lambda = 0,693 \text{ an}^{-1}$ en l'absence de traitement. On admettra par la suite que cette valeur est égale au logarithme népérien de 2.

Un traitement divise la valeur de ce taux par 2, le rapport des taux de mortalité des patients traités versus non traités ne variant pas au cours du temps.

Indiquez la ou les réponse(s) juste(s) :

- A. *La probabilité de survie prédite à 2 ans sous traitement est égale à celle prédite à 1 an sans traitement.*

- B. La probabilité de survie prédite à 4 ans sous traitement est égale à celle prédite à 2 ans sans traitement.
- C. A délai fixé, la probabilité de survie prédite sous traitement est le double de celle prédite sans traitement.
- D. A délai fixé, la probabilité de survie prédite sous traitement est proportionnelle à celle prédite sans traitement.
- E. A délai fixé, la probabilité de survie prédite sous traitement est égale à la racine carrée de celle prédite sans traitement.

Question 3 :

Pour comparer les moyennes d'une variable biologique VB dans 3 populations (A, B et C), vous réalisez un échantillonnage aléatoire de 40 individus de chacune d'entre elles (séries A, B et C). Vous testez l'hypothèse nulle d'égalité des moyennes de la variable VB dans les 3 populations en effectuant une analyse de variance. Le risque de première espèce est fixé à 5%. Dans les 3 populations, les distributions de la variable biologique VB sont normales et de même variance $25 \text{ UI}^2/\text{L}^2$.

	Série A	Série B	Série C	Total
n_i	40	40	40	120
T_i	247	229	391	867
$\sum x_i^2$	2534	2347	4870	9751
$m_i(\text{UI/L})$	6,175	5,725	9,775	

$SCR = 3092,725$ $SCC = 394,2$

Indiquer la ou les proposition(s) juste(s).

- A. Au risque d'erreur consentie, l'hypothèse nulle est rejetée.
- B. La valeur calculée de la grandeur test ne vous permet pas de conclure.
- C. La grandeur test est calculée en divisant la somme des carrés entre colonnes (SCC) par la somme des carrés résiduelle (SCR).
- D. Sous l'hypothèse nulle, la grandeur test suit une distribution de Student.
- E. Le test réalisé est à 2 et 117 ddl.

Nous allons réaliser un test de l'ANOVA afin de comparer des moyennes provenant de plusieurs échantillons (plus de 2), ici 3 échantillons.

D'après les données de l'énoncé, on pose : $k = 3$, $N = 120$, $n_A = n_B = n_C = 40$.

Vérifions les conditions de validité : les variances de chaque échantillon doivent être égales et la variable doit suivre une loi normale. Ici, d'après l'énoncé, les conditions sont respectées.

Calculons notre grandeur test : $F = \frac{s_c^2}{s^2}$ avec $s_c^2 = \frac{SCC}{k-1}$ et $s^2 = \frac{SCR}{N-k}$ donc $F = \frac{SCC \times (N-k)}{(k-1) \times SCR} = \frac{394,2 \times (120 - 3)}{(3-1) \times 3092,725} \approx 7,456$.

Trouvons maintenant notre valeur seuil à l'aide de la table de Fisher. La table de Fisher pour une probabilité $\alpha = 0,05$, donne la valeur f telle que $P(F > f) = 0,05$. Nous allons regarder dans la table à $(N-k ; k-1)$ ddl donc à $(117 ; 2)$ ddl. Nous trouvons une valeur comprise entre 3,041 et 3,014.

Comparons notre valeur seuil f à la valeur calculée F . Nous voyons que $F > f$, ainsi nous pouvons conclure au rejet de H_0 . Il existe bien une différence significative entre les différentes moyennes des différents échantillons.

Enfin nous allons comparer les moyennes deux à deux en contrôlant le risque de première espèce grâce à la correction de Bonferroni. Ici nous avons 3 échantillons, $k = 3$, nous allons donc comparer A avec B puis A avec C et enfin B avec C. Cela représente 3 test au final. Nous allons donc utiliser une probabilité de $\alpha' = \alpha/3$.

A VRAI cf explications plus haut.

B FAUX cf explications plus haut.

C FAUX La grandeur test est calculée grâce au rapport de l'estimation de la variance entre colonnes sur l'estimation de la variance résiduelle. Ce n'est pas directement le rapport entre la somme des carrés entre colonnes et la somme des carrés résiduels.

D FAUX Sous l'hypothèse nulle la grandeur test suit une distribution de Fisher.

E VRAI cf explications plus haut.

Question 4 :

Indiquer la ou les proposition(s) juste(s).

Concernant la réalisation de tests multiples en présence de données de grande dimension :

- A. Le contrôle du « False Discovery Rate » (FDR) est un mode de contrôle du risque de première espèce.
- B. La puissance peut être définie comme l'espérance mathématique de la proportion de biomarqueurs identifiés par l'étude.
- C. Le biais d'optimisme découle de la sélection de variables.
- D. Les valeurs absolues des estimations des paramètres sont augmentées lorsque sont utilisées des méthodes pénalisées de type Ridge ou LASSO.
- E. La multiplicité des tests réalisés ne permet pas le calcul du nombre de sujets nécessaires.

A VRAI

B VRAI

C VRAI

D FAUX Les valeurs absolues des estimations des paramètres sont diminuées avec Ridge et LASSO.

E FAUX (Item ambigu par rapport au cours)

Question 5 :

Concernant les réseaux de neurones,

Indiquez-la ou les proposition(s) juste(s).

- A. La complexité du réseau ne dépend pas du nombre de couches cachées.
- B. La fonction d'activation sigmoïde est une fonction continue.
- C. La fonction d'activation d'Heaviside a laissé sa place aux fonctions ReLU, sigmoïde, Softmax.
- D. Les méthodes de rétropropagation dans le temps ne sont plus utilisées pour entraîner les réseaux récurrents.
- E. La précision correspond à la sensibilité.

A FAUX

B VRAI On peut tracer la fonction sans lever son stylo.

C VRAI : Heaviside est une fonction pour les réseaux monocouches alors que les autres sont pour des réseaux multicouches.

D FAUX C'est justement pour les réseaux récurrents que les corrections des poids se font par des méthodes de rétropropagation à travers le temps.

E FAUX La précision est la VPP. La sensibilité correspond au rappel.

Question 6 :

Des études sur le diabète chez les adolescents de 12 ans ont montré que l'observance du traitement a une influence sur la prise de poids et que 75 % des garçons diabétiques de 12 ans prennent bien leur traitement.

Chez les garçons diabétiques de 12 ans prenant bien leur traitement, la variable aléatoire modélisant leur prise de poids annuelle suit une loi normale d'espérance 5 kg et d'écart-type 3,5 kg. Chez les garçons diabétiques de 12 ans ne prenant pas bien leur traitement, la variable aléatoire modélisant leur prise de poids annuelle suit une loi normale d'espérance 3 kg et d'écart-type 3,5 kg.

Indiquez-la ou les réponse(s) juste(s).

- A. La probabilité qu'un garçon diabétique de 12 ans prenant bien son traitement prenne plus de 7 kg en un an vaut approximativement 0,1866.
- B. Un intervalle de fluctuation, à la confiance 0,95, de la variable aléatoire modélisant la prise de poids annuelle des garçons diabétiques de 12 ans prenant bien leur traitement vaut $[-1,86 ; 11,86]$.
- C. Un intervalle de confiance, à la confiance 0,95, de la prise de poids moyenne des garçons diabétiques de 12 ans ne prenant pas bien leur traitement vaut $[-3,86 ; 9,86]$.
- D. Un garçon diabétique de 12 ans choisi au hasard a une probabilité de prendre entre 4,5 kg et 5,5 kg comprise entre 0,10 et 0,11.
- E. Un garçon diabétique de 12 ans qui a pris entre 4,5 et 5,5 kg l'an dernier a une probabilité d'environ 0,78 d'avoir bien pris son traitement.

A FAUX Dans cet item on cherche la probabilité qu'un garçon diabétique de 12 ans prenant bien son traitement prenne plus de 7 kg en un an.

$$P(X \geq 7) = 1 - P(X \leq 7) = 1 - P\left(X \leq \frac{7-5}{3,5}\right) = 1 - P(X \leq 0,57) = 1 - 0,7157 = 0,2843$$

B VRAI Dans cet exercice, on connaît la prise de poids annuelle des garçons diabétiques de 12 ans qui prennent leur traitement. On va donc chercher à construire un **intervalle de fluctuation** (rappel : Un intervalle de **fluctuation** se construit quand on connaît une proportion sur la **population**).

On voudrait calculer un intervalle de fluctuation à 95 % de la variable aléatoire modélisant la prise de poids annuelle des garçons diabétiques de 12 ans prenant bien leur traitement

On utilise la formule :

$$IF_{1-\alpha}(X) = \mu \pm z_{\frac{\alpha}{2}} \times \sigma$$

$$\mu = 5 \text{ kg et } \sigma = 3,5 \text{ kg}$$

Pour trouver $z_{\alpha/2}$ on utilise la 2ème table de la loi normale.

$$\alpha = 0.05$$

$$z_{\alpha/2} = 1,96$$

$$\text{Donc } IF_{0,95}(M) = 5 \pm 1,96 \times 3,5$$

$$\text{Ce qui fait } IF_{0,95}(M) = [-1,86 ; 11,86]$$

L'item est juste.

C FAUX on veut calculer un intervalle de fluctuation.

D VRAI

On cherche tout d'abord la probabilité pour un garçon diabétique prenant son traitement de prendre entre 3,5 et 4,5 kg.

$$\begin{aligned} P(4,5 < X < 5,5) &= P(X < 5,5) - P(X < 4,5) = P\left(Z < \frac{5,5-5}{3,5}\right) - P\left(Z < \frac{4,5-5}{3,5}\right) = P\left(Z < \frac{1}{7}\right) - (1 - P\left(Z < \frac{1}{7}\right)) \\ &= 2 \times P\left(Z < \frac{1}{7}\right) - 1 = 0,114. \end{aligned}$$

On cherche ensuite la probabilité pour un garçon diabétique ne prenant pas son traitement de prendre entre 3,5 et 4,5 kg. On note Y la VA représentant la prise de poids annuelle d'un garçon diabétique ne prenant pas son TTT.

$$P(4,5 < Y < 5,5) = P\left(Y < \frac{5,5-3}{3,5}\right) - P\left(Y < \frac{4,5-3,5}{3,5}\right) = 0,7611 - 0,6664 = 0,0947.$$

Or on sait que dans la population, 75 % des garçons diabétiques de 12 ans prennent bien leur traitement.

Donc la probabilité pour un garçon diabétique de 12 ans choisi au hasard de prendre entre 4,5 kg et 5,5 kg vaut $0,75 \times 0,114 + 0,25 \times 0,0947 = 0,109$.

$0,107 > 0,11$ est compris entre 0,10 et 0,11 donc l'item est vrai.

E VRAI. On cherche la probabilité pour un garçon diabétique de 12 ans d'avoir bien pris son TTT sachant qu'il a pris entre 4,5 et 5,5 kg.

$$P_P(\text{TTT}) = \frac{P(\text{TTT} \cap P)}{P(P)} = \frac{0,75 \times 0,114}{0,109} = 0,78.$$

Question 7 :

Pour un test diagnostique quantitatif continu, dont les valeurs sont en moyenne plus élevées chez les malades que chez les non malades.

Indiquez-la ou les réponse(s) juste(s).

- A. Pour un seuil fixé, la sensibilité correspond à la probabilité que la valeur du test soit supérieure à la valeur seuil chez les individus malades.
- B. Pour un seuil fixé, la spécificité correspond à la probabilité que la valeur du test soit supérieure à la valeur seuil chez les individus non malades.
- C. Plus le seuil fixé est bas, meilleure est la sensibilité.
- D. Plus le seuil fixé est élevé, meilleure est la spécificité.
- E. La sensibilité et le complément de la spécificité évoluent dans le même sens en fonction de la valeur seuil.

A VRAI La sensibilité est la probabilité d'avoir un test positif sachant que l'on est malade.

B FAUX La spécificité est la probabilité d'avoir un test négatif sachant que l'on n'est pas malade.

C VRAI

D VRAI

E VRAI Le complément de la spécificité peut s'interpréter comme le nombre de faux positifs. La sensibilité et les FP se situent au dessus du seuil donc ils évoluent dans le même sens.

Question 8 :

La sensibilité et la spécificité du test T pour le diagnostic de la maladie M sont respectivement de 60% et 80%. Le test T est utilisé dans les populations 1 et 2 dans lesquelles les prévalences de la maladie sont respectivement de 1% et 20%.

Indiquez-la ou les réponse(s) juste(s).

- A. Lorsque le test est positif l'odds de la maladie est multiplié par 3.
- B. Lorsque le test est négatif la probabilité de la maladie est divisée par 2.
- C. Le ratio de vraisemblance négatif du test est égal à 0,5.
- D. La valeur prédictive positive du test est plus élevée dans la population 1 que dans la population 2.
- E. La valeur prédictive négative du test est plus élevée dans la population 1 que dans la population 2.

A VRAI $Odds\ post\ test\ positif = odds\ pré\ test \times RV^+ = odds\ pré\ test \times \frac{Se}{1-sp} = odds\ pré\ test \times \frac{0,6}{0,2} = odds\ pré\ test \times 3$

B VRAI $Odds\ post\ test\ négatif = odds\ pré\ test \times RV^- = odds\ pré\ test \times \frac{1-Se}{sp} = odds\ pré\ test \times \frac{0,4}{0,8} = odds\ pré\ test \div 2$

C VRAI cf B

$$\mathbf{D FAUX} \quad VPP\ 1 = \frac{Se \times P(M)}{Se \times P(M) + (1 - sp) \times P(\bar{M})} = \frac{0,6 \times 0,01}{0,6 \times 0,01 + 0,2 \times 0,99} = \frac{1}{34} \approx 0,03$$

$$VPP\ 2 = \frac{Se \times P(M)}{Se \times P(M) + (1 - sp) \times P(\bar{M})} = \frac{0,6 \times 0,2}{0,6 \times 0,2 + 0,2 \times 0,8} = \frac{3}{7} \approx 0,43$$

$$\mathbf{E FAUX} \quad VPN\ 1 = \frac{Sp \times P(\bar{M})}{Sp \times P(\bar{M}) + (1 - se) \times P(M)} = \frac{0,8 \times 0,01}{0,8 \times 0,01 + 0,4 \times 0,99} = \frac{2}{101} \approx 0,02$$

$$VPN\ 2 = \frac{Sp \times P(\bar{M})}{Sp \times P(\bar{M}) + (1 - se) \times P(M)} = \frac{0,8 \times 0,2}{0,8 \times 0,2 + 0,4 \times 0,8} = \frac{1}{3} \approx 0,33$$

Question 9 :

Pour le diagnostic de la maladie M, la sensibilité et la spécificité sont respectivement de 70% et 90% pour le test 1 et de 90% et 70% pour le test 2. Les 2 tests sont utilisés dans la même population.

Indiquez-la ou les réponse(s) juste(s).

- A. Le test 1 est plus performant que le test 2 pour éliminer la présence de la maladie en cas de résultat négatif.
- B. Le test 2 est plus performant que le test 1 pour affirmer la présence de la maladie en cas de résultat positif.
- C. La proportion de faux positifs est plus importante pour le test 2 que pour le test 1.
- D. La proportion de faux négatifs est plus importante pour le test 1 que pour le test 2.
- E. La valeur prédictive positive du test 2 est plus élevée que celle du test 1.

A FAUX $RV1^+ = \frac{Se}{1 - sp1} = \frac{0,7}{0,1} = 7$ $RV1^- = \frac{1 - se1}{sp} = \frac{0,3}{0,9} = \frac{1}{3}$. Or $7 > \frac{1}{\frac{1}{3}}$ (supérieur à 3), donc le test 1 est meilleur pour affirmer la présence de la maladie que pour l'éliminer.
 $RV2^+ = \frac{se2}{1 - sp2} = \frac{0,9}{0,3} = 3$ $RV2^- = \frac{1 - se2}{sp2} = \frac{0,1}{0,7} = \frac{1}{7}$. Or $3 < \frac{1}{\frac{1}{7}}$ (inférieur à 7), donc le test 2 est meilleur pour éliminer la présence de la maladie que pour l'affirmer.

B FAUX cf A

C VRAI Plus la spécificité est élevée, moins il y a de faux positifs. Or la spécificité du test 1 est plus élevée que celle du test 2. Donc il y aura moins de faux positifs avec le test 1.

D VRAI Plus la sensibilité est proche de 1, moins il y a d'erreurs de détection des sujets malades (faux négatifs). Or la sensibilité du test 2 est plus élevée, donc avec le test 1 il y aura plus de faux négatifs.

E FAUX Nous n'avons aucune donnée sur la prévalence, on ne peut pas les calculer mais on peut les comparer. On sait que plus le test est spécifique, meilleure est la VPP. Le test 1 a une meilleure spécificité que le test 2 donc sa VPP est plus élevée.

Question 13 :

Une étude a été menée pour évaluer le lien entre la prise de contraceptifs oraux et la survenue d'un accident vasculaire cérébral ischémique chez les femmes en âge de procréer. Un groupe de femmes ayant fait un accident vasculaire cérébral ischémique et un groupe de femmes n'ayant pas fait d'accident vasculaire cérébral ischémique ont été constitués. Les femmes ont été interrogées sur leur prise de contraceptifs oraux dans les mois qui ont précédé leur inclusion.

Indiquez-la ou les réponse(s) juste(s).

- A. L'étude mise en place est une étude d'épidémiologie descriptive.
- B. L'étude mise en place est une étude de cohorte.
- C. L'étude permet d'estimer le risque d'accident vasculaire cérébral chez les femmes exposées aux contraceptifs oraux.
- D. L'étude permet d'estimer l'odds d'exposition aux contraceptifs oraux chez les femmes ayant fait un accident vasculaire cérébral.
- E. Dans cette étude, le critère chronologique entre l'exposition aux contraceptifs oraux et la survenue d'un accident vasculaire cérébral n'est pas respecté.

A FAUX On est ici dans une étude Cas- témoins. C'est une étude épidémiologique analytique et non descriptive. En effet, on cherche la force d'association entre les facteurs d'exposition, la prise de contraceptif et le risques de faire un AVC. On effectue un groupe avec les malades et un avec les non malades, (ici faire un AVC).

B FAUX cf explications plus haut.

C FAUX Comme on est dans une étude Cas témoin, il ne va pas y avoir de suivi des patients, on ne peut donc calculer l'incidence ou le risque relatif

D VRAI Ce type d'étude permet de calculer l'odds d'exposition

E FAUX Le critère chronologique est respecté, les participants on été exposés aux contraceptifs avant de faire un AVC

Question 14 :

Une étude avait pour objectif d'estimer le pronostic vital d'une maladie M. Pour cela 1000 patients ont été inclus au moment du diagnostic de la maladie et ont tous été suivis pendant 1 an. Au cours du suivi 200 décès sont survenus. Les patients décédés ont été suivis en moyenne 6 mois.

Indiquez-la ou les réponse(s) juste(s).

- A. L'étude mise en place est une étude transversale.
- B. Le taux de mortalité est estimé à 22 pour 100 personnes année.
- C. La probabilité de décès à 1 an est estimée à 20%.
- D. L'intervalle de confiance à 95% de la probabilité de décès à 1 an est compris entre 17,5 et 22,5%.
- E. L'estimation de l'erreur standard du taux de mortalité est égale à $\sqrt{\frac{0,22}{900}} \approx 0,016$.

A FAUX C'est une étude longitudinale.

B FAUX Le taux de mortalité est estimé à 20 pour 100 personnes année.

C VRAI.

D VRAI Ici on veut calculer un intervalle de confiance à 95 % de la probabilité de décès à un an.

On vérifie déjà les conditions à priori : $n \geq 30$

On a un échantillon de 1000 patients donc il est possible de calculer un intervalle de confiance.

La formule du cours pour calculer un intervalle de confiance d'une proportion est :

$$ic_{0,95}(p) = f \pm z_{\frac{\alpha}{2}} \times \sqrt{\frac{f(1-f)}{n}}$$

$$\text{Ici } f = \frac{200}{1000} = 0,2$$

Pour trouver $z_{\alpha/2}$ on va voir dans la 2ème table de la loi normale

$$\alpha = 0.05 \text{ donc } \alpha/2 = 0.025$$

$$Z_{\alpha/2} = 1.96$$

$$\text{Donc } ic_{0,95}(p) = 0.2 \pm 1.96 \times \sqrt{\frac{0,2 \times 0,8}{1000}}$$

Ce qui fait $ic_{0,95}(p) = [0,175 ; 0,225]$ (on majore la borne supérieure et on minore la borne inférieure en arrondissant).

ATTENTION à ne pas oublier de vérifier les **conditions de validité a posteriori** de l'intervalle de confiance.

Soit f_1 et f_2 respectivement les bornes supérieures et inférieures de l'intervalle de confiance calculé :

$$nf_1 = 1000 \times 0.225 = 225 \geq 5$$

$$nf_2 = 1000 \times 0.175 = 175 \geq 5$$

$$n(1 - f_1) = 1000 \times 0.775 = 775 \geq 5$$

$$n(1 - f_2) = 1000 \times 0.825 = 825 \geq 5$$

Les conditions a posteriori sont respectées.

L'item est vrai.

E FAUX L'estimation de l'erreur standard du taux de mortalité est égale à

$$\sqrt{\frac{0,2 \times 0,8}{1000}} = \sqrt{0,00016}.$$

Informations de législation concernant les épreuves majeures : cette épreuve est réservée à un usage personnel. La copie, diffusion totale ou même partielle est interdite en dehors du cadre du Tutorat Santé Lyon-Est.