Année Universitaire 2020 – 2021

Unité d'Enseignement 3

Correction Non-officielle Annale PACES 2020-2021

15 questions 60 minutes

Chiara GALLON
Emma NGUYEN
Amandine RICHARD
Kamil SEBAA
Clara VALLE

12/2020

POUR RAPPEL : cette correction a été réalisée par les tuteurs UE3 PASS avec l'aide de la Respo UE3 PASS. Il ne s'agit donc pas d'une correction officielle ! Nous avons simplement pensé qu'il vous serait profitable d'avoir cette correction, c'est pourquoi nous avons essayé de vous la fournir.

Correction rapide

Questions	Item(s) juste(s)
1	Hors Programme
2	Hors Programme
3	ACD
4	A
5	CDE
6	DE
7	ABDE
8	BCDE
9	ABC
10	BCD
11	Hors Programme
12	Hors Programme
13	AD
14	BCD
15	Hors Programme

Correction détaillée

Question 3 – Probabilités : ACD

Parmi les étudiants de PASS, on compte 70% de filles. Chez les filles en terminale, 30% ont suivi l'option mathématique, 50% ont suivi l'option SVT et 20% ont suivi à la fois mathématique et SVT. Chez les garçons, 40% ont suivi l'option mathématique, 30% ont suivi l'option SVT et 20% ont suivi à la fois mathématiques et SVT.

A. Parmi les garçons de PASS, 50% n'ont suivi ni l'option mathématique, ni l'option SVT
B. Les filles ayant suivi l'option mathématiques mais pas l'option SVT constituent 10% de l'ensemble de la promotion de PASS
C. 33% des étudiants de l'ensemble de la promotion PASS ont suivi l'option mathématique
D. Si on considère un étudiant ayant suivi l'option mathématique, la probabilité que cela soit une fille vaut 7/11
E. Le choix de l'option mathématiques est indépendant du sexe

Donc on nomme
On nomme F, l'évènement être une fille
On nomme G, l'évènement être un garçon
On nomme S, l'évènement faire l'option SVT
On nomme M, l'évènement faire l'option mathématique
On nomme R, l'évènement ne faire ni l'option SVT, ni l'option mathématique

D'après l'énoncé on sait que :
$P(F) = 0{,}7$
$P_F(M) = 0{,}3$
$P_F(S) = 0{,}5$
$P_F(S \cap M) = 0{,}2$
$P_G(M) = 0{,}4$
$P_G(S) = 0{,}3$
$P_G(M \cap S) = 0{,}2$

A VRAI On cherche donc ici $P_G(R)$, on utilise donc la complémentarité à 1 :
$P_G(R) = 1 - P_G(S \cup M)$
Or $P_G(S \cup M) = P_G(M) + P_G(S) - P_G(M \cap S) = 0{,}4 + 0{,}3 - 0{,}2 = 0{,}5$
Donc
$P_G(R) = 1 - P_G(S \cup M) = 1 - 0{,}5 = 0{,}5$

B FAUX Ici on cherche$P(F \cap M \cap \bar{S})$.
On commence par calculer$P_F(M \cap \bar{S})$, qui correspond à la proportion des filles suivant l'option mathématique moins la proportion des des filles cumulant les options mathématiques et SVT.
$P_F(M \cap \bar{S}) = P_F(M) - P_F(M \cap S) = 0{,}3 - 0{,}2 = 0{,}1$
Mais ce qu'on cherche ici c'est bien$P(F \cap M \cap \bar{S})$, il faut donc que l'on multiple le résultat précédent par la probabilité d'être une fille.
$P(F \cap M \cap \bar{S}) = P(F) \times P_F(M \cap \bar{S}) = 0{,}7 \times 0{,}1 = 0{,}07.$
Donc les filles ayant suivi l'option mathématique mais pas l'option SVT constituent 7% de l'ensemble de la promotion de PASS.

C VRAI Ici on cherche$P(M)$, qui correspond à la proportion d'être un garçon et de faire l'option mathématique et à la proportion d'être une fille et de faire l'option mathématique.

$$P(M) = P(G \cap M) + P(F \cap M) = P(G) \times P_G(M) + P(F) \times P_F(M) = (1 - 0{,}7) \times 0{,}4 + 0{,}7 \times 0{,}3$$
$$= 0{,}12 + 0{,}21 = 0{,}33$$

D VRAI Ici on cherche $P_M(F)$, d'après le cours on sait $P_A(B) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)}$, donc ici on applique la formule (on a calculer toutes les valeurs nécessaire dans l'item C, donc ce que j'ai passé le semestre à répéter en probabilité on note les résultats des items de façon PROPRE et CLAIRE car ils servent quasiment tout le temps dans les items suivants) :

$$P_M(F) = \frac{P(M \cap F)}{P(M)} = \frac{0{,}21}{0{,}33} = \frac{21}{33} = \frac{3 \times 7}{3 \times 11} = \frac{7}{11}$$

E FAUX Ici on cherche à savoir si M et F sont indépendants et si M et G sont indépendants.
Le cours nous dit que si A et B sont indépendants alors $P_B(A) = P(A) \times P(B)$.
On sait d'après l'énoncé que $P_F(M) = 0{,}3$ et que $P_G(M) = 0{,}4$.
On calcule alors $P(F) \times P(M) = 0{,}7 \times 0{,}33 = 0{,}231$, je vous refais mon laïus sur l'importance de noter les résultats de ces items précédents de façon PROPRE et CLAIRE.
On n'a pas besoin d'aller plus loin car on voit déjà que $P_F(M) \neq P(F) \times P(M)$, donc M et F ne sont pas indépendant, donc le choix de l'option mathématique est dépendant du sexe.

Il y a une autre méthode ici qui permettait de ne pas refaire de calcule, je vous explique.
Si A et B sont indépendant alors $P_B(A) = P(A) \times P(B)$, mais $P_A(B)$ *est lui aussi égale* à $P(A) \times P(B)$. Ce qui implique que $P_B(A) = P_A(B)$.
Si on l'applique à notre situation alors si F et M sont indépendants alors $P_F(M) = P_M(F)$.
Or $P_F(M)$ nous est donner dans l'énoncé et vaut 0,3. Et $P_M(F)$ a été calculer dans l'item D est vaut $\frac{7}{11} \approx 0{,}64$. Les deux ne sont pas égaux donc F et M ne sont pas idépendant.

Et pour la troisième fois en probabilité on note les résultats des items de façon PROPRE et CLAIRE car ils servent quasiment tout le temps dans les items suivants et ici cela nous permettait de ne pas avoir à faire un seul calcul et on répondait très vite.

Question 4 – Variables aléatoires : A

Le volumes expiratoire forcé (VEF) est un indicateur de la fonction pulmonaire. Chez les hommes non fumeurs d'âge compris entre 45 et 54 ans, on suppose que le VEF peut être modélisé par une variable aléatoire notée X suivant une loi normale de paramètres µ=4 L et l'écart-type σ=0,5 L. On considère un échantillon de 25 hommes non fumeurs d'âge compris entre 45 et 54 ans.
Aide au calcul : 1,96 ≈ 2

A. La probabilité qu'un homme non fumeur d'âge compris entre 45 et 54 ans ait un VEF inférieur à 2,5 est comprise entre 1 et 2 pour mille
B. La probabilité que le VEF moyen soit supérieur à 3,75 vaut 0,6915
C. Un intervalle de fluctuation à la confiance 0,95 du VEF est [3,8 ; 4,2]
D. Soit la variable aléatoire T (indépendante de X) qui suit une loi quelconque d'espérance $\mu_T = 5$ et d'écart-type $\sigma_T = 2$, la variance de 4X+2T vaut 9
E. Soit la variable aléatoire T (indépendante de X) qui suit une loi quelconque d'espérance $\mu_T = 5$ et d'écart-type $\sigma_T = 2$, la variance de 6X-T vaut 5

A VRAI On cherche P(X < 2,5)

$$P(X<2{,}5) = P\left(Z<\frac{2{,}5-\mu}{\sigma}\right) = P\left(Z<\frac{2{,}5-4}{0{,}5}\right) = P(Z<-3) = 1-P(Z<3)$$

Dans la table 1 de la loi normale on trouve P(Z < 3) = 0,99865 donc 1-P(Z < 3) = 1-0,99865 = 0,00135
Or 0,00135 = 1,35*10^{-3} ce qui correspond à 1,35 pour mille.

B FAUX On pose M l'estimateur de la moyenne. M suit une loi normale de paramètres $\mu_M = \mu_X = 4$ et $\sigma_M = \frac{\sigma_X}{\sqrt{n}} = \frac{0{,}5}{5} = 0{,}1$
On cherche P(M > 3,75)

$$P(M>3{,}75) = P\left(Z>\frac{3{,}75-4}{0{,}1}\right) = P(Z> -2{,}5) = P(Z<2{,}5)$$

Après lecture dans la table 1 de la loi normale on trouve P(Z < 2,5) = 0,9938

C FAUX Un intervalle de fluctuation à la confiance 0,95 est un intervalle compris entre μ-2σ et μ+2σ, donc un intervalle de fluctuation à la confiance 0,95 du VEF est [4-2*0,5 ; 4+2*0,5] = [3 ; 5]

D FAUX Avec $\mu_T = 5$, $\sigma_T = 2$, $\mu_X = 4$ et $\sigma_X = 0{,}5$ on obtient pour 4X+2T un écart-type égal à :

$$\sigma = \sqrt{4^2 \times 0{,}5^2 + 2^2 \times 2^2} = \sqrt{20}$$

Or la variance correspond à l'écart-type au carré donc la variance vaut 20

E FAUX Avec $\mu_T = 5$, $\sigma_T = 2$, $\mu_X = 4$ et $\sigma_X = 0{,}5$ on obtient pour 6X-T un écart-type égal à :

$$\sigma = \sqrt{6^2 \times 0{,}5^2 + (-1)^2 \times 2^2} = \sqrt{13}$$

Or la variance correspond à l'écart-type au carré donc la variance vaut 13

Question 5 – Variables aléatoires : CDE

Plusieurs études ont montré que 20% des patients hypertendus ne suivent pas correctement leur traitement, ce qui peut entraîner chez eux des complications. On considère un échantillon de 100 individus hypertendus. On définit les variables aléatoires suivantes :

- X qui modélise le fait qu'un patient suive ou non son traitement correctement ;
- Y qui modélise le nombre de patients qui ne suivent pas leur traitement correctement dans un échantillon de taille n= 100 ;
- Z qui modélise la proportion de patients qui ne suivent pas leur traitement correctement dans un échantillon de taille n= 100.

A. La variable aléatoire Y suit une loi de Bernoulli de paramètre p=0,2
B. La variable aléatoire Z suit une loi binomiale de paramètres n=100 et p=0,2
C. On peut approximer la loi de Z par une loi normale de paramètres $\mu_Z = 0{,}2$ et $\sigma_Z = 0{,}04$
D. La probabilité qu'au moins 20% des patients de l'échantillon ne suivent pas correctement leur traitement vaut 0,5
E. La probabilité d'avoir 2 patients de l'échantillon qui ne suivent pas correctement leur traitement vaut $4950 \times 0{,}2^2 \times 0{,}8^{98}$

A FAUX La variable X suit une loi de Bernoulli, qui a 2 issues possibles (Le patient suit son traitement ou le patient ne suit pas son traitement). Y est une répétition de 100 épreuves de Bernoulli donc Y suit une loi binomiale de paramètres n= 100 et p= 0,2

B FAUX Une proportion ne suit jamais une loi binomiale

C VRAI Z suit une proportion. Avant d'approximer cette loi par une loi normale il faut vérifier les conditions d'approximation :

- $n \geq 30$, or n= 100 > 30 → OK
- $np \geq 5$, or np= 100*0,2 = 20 > 5 → OK
- $nq \geq 5$, or nq= 100*0,8 = 80 > 5 → OK

Les conditions sont toutes vérifiées, on peut donc approximer Z par une loi normale. Dans le cas d'une approximation de proportion par une loi normale on a :

$$\mu_Z = p = 0{,}2 \text{ et } \sigma_Z = \sqrt{\frac{pq}{n}} = \sqrt{\frac{0{,}2*0{,}8}{100}}\sqrt{0{,}0016} = 0{,}04$$

D VRAI On cherche P(Z ≥ 0,2). Or cela correspond à $P(Z \geq \mu_Z) = 0{,}5$

E VRAI On cherche P(Y = 2) donc k=2 avec n= 100 et p=0,2

$$P(Y=2) = C_n^k \times p^k \times (1-p)^{n-k}\ avec\ C_n^k = \frac{n!}{k!\,(n-k)!}$$
$$= \frac{100!}{2! \times 98!} \times 0{,}2^2 \times 0{,}8^{98}$$

$$or\ \frac{99*100}{2} = \frac{9900}{2} = 4950\ donc\ P(Y=2) = 4950 \times 0{,}2^2 \times 0{,}8^{98}$$

Cette valeur correspond à celle proposée dans l'item.

Question 6 – Essais cliniques : DE

La réparation valvulaire mitrale percutanée est une nouvelle option thérapeutique pour la régurgitation valvulaire mitrale sans chirurgie de changement de valve. Actuellement, la prise en charge de référence est le traitement médical optimal. L'étude MITRA-FR a été réalisée dans différents centres pour évaluer l'efficacité de la réparation de la valve mitrale grâce au dispositif de réparation percutanée MitraClip en plus du traitement médical optimal, par rapport au traitement médical optimal seul.

Le critère de jugement était composite du décès toute cause et de l'hospitalisation pour insuffisance mitrale à 12 mois.

Sous l'hypothèse que le MitraClip diminue le risque relatif d'événements du critère de jugement principal de 33% comparé au traitement médical optimal, avec un risque alpha bilatéral de 5% et une puissance de 80%, 140 patients devaient être recrutés dans chaque bras pour montrer que la différence est statistiquement significative.

A. Le facteur d'intérêt dans cet essai est la valve mitrale
B. Le calcul du nombre de sujets nécessaire prévoyait un risque de conclure à tort en faveur d'une absence d'effet du dispositif MitraClip de 5%
C. Les patients en succès sont vivants ou non hospitalisés pour insuffisance mitrale à 12 mois
D. Toutes choses égales par ailleurs, une hypothèse de diminution du risque relatif de 25% requerrait plus de patients
E. Toutes choses égales par ailleurs, un test unilatéral requerrait moins de patients

A FAUX On compare MitraClip + traitement VS traitement, on s'intéresse donc à MitraClip car c'est ce facteur qui est la cause de la mise en place de l'essai clinique

B FAUX Le risque de conclure à tort en faveur d'une absence d'effet correspond au fait de ne pas rejeter H0 (car absence d'effet = non significatif) alors qu'H0 est fausse : cela correspond au risque bêta qui est de 1-0,8 = 20%

C FAUX Les patients en succès sont vivants ET non hospitalisés

D VRAI Une diminution du risque relatif correspond à une diminution de la différence, et une diminution de la différence induit une augmentation du nombre de sujets à inclure

E VRAI Un test unilatéral induit un risque alpha diminué. Or avec un risque plus faible on peut inclure moins de patients

<u>Question 7 – Corrélation-Régression :</u> ABDE

Une nouvelle machine est mise au point permettant de compter les cellules d'un échantillon biologique selon leur profil. Les marqueurs de surface cellulaire sont visés par cette approche. L'étude s'intéresse dans un premier temps à l'association entre le nombre de cellules exprimant le marqueur CD14 (Y en cellules/mm²) à la surface cellulaire et le nombre de cellules de la lignée monocytaire (X, résumé par un score). Pour ce faire, un test statistique est réalisé qui renvoie un niveau de significativité $p < 0{,}0001$ et la valeur estimée du coefficient de corrélation $r = 0{,}9$.

A. En moyenne, lorsque le nombre de cellules de la lignée augmente, le nombre de cellules exprimant CD14 augmente
B. Le test statistique réalisé est un test de concordance
C. La corrélation linéaire entre le nombre de cellules exprimant le marqueur CD14 et le nombre de cellules de la lignée monocytaire n'est pas significative au risque d'erreur de 5%
D. A l'issue du test statistique réalisé, on rejette l'hypothèse nulle au risque d'erreur de 5%
E. Le coefficient de détermination est de 0,81

A VRAI Le coefficient de corrélation estimé r étant positif, les deux variables X et Y varient dans le même sens.

B VRAI (petit doute sur cet item). Test de concordance = test de corrélation.

C FAUX Il est dit dans l'énoncé que le niveau de significativité du test statistique est de 0,0001 donc la corrélation linéaire est bien significative au risque alpha de 5%.

D VRAI CF. C

E VRAI Le coefficient de détermination est le carré du coefficient de corrélation soit $r^2 = 0{,}9^2 = 0{,}81$.

<u>Question 8 – Tests diagnostiques :</u> BCDE

Une étude a été mise en place pour évaluer les performances d'un test sérologique (Test A) pour discriminer les patients ayant une immunité protectrice de ceux n'en ayant pas chez des patients qui ont été infectés par le coronavirus, 6 mois après le début des symptômes. Un échantillon de 500 personnes venues dans un centre de dépistage en raison de l'existence de symptômes et ayant eu un diagnostic d'infection par le coronavirus (test RT PCR positif) a été constitué.

Toutes les personnes incluses ont eu un test sérologique et une détermination du titre d'anticorps neutralisant supérieur ou égal à 80. Le tableau croisant le résultat positif ou négatif du test sérologique (Test A) et l'existence ou non d'une immunité protectrice est présenté ci-dessous.

	Immunité	Pas d'immunité	Total
Test positif	240	5	245
Test négatif	160	95	255
Total	400	100	500

A. La sensibilité du test sérologique est plus élevée que la spécificité
B. En cas de test positif, l'odds prétest d'immunité protectrice est multiplié par 12
C. La probabilité prétest d'immunité protectrice 6 mois après la survenue des premiers symptômes chez les personnes infectées par le coronavirus est estimée à 80%
D. Le test sérologique est plus performant pour affirmer l'existence d'une immunité protectrice en cas de résultat positif que pour l'éliminer en cas de résultat négatif
E. La sensibilité du test sérologique est estimée à 60%

A FAUX Se = 240/400 = 0,6 et Spe = 95/100 = 0,95, donc la spécificité est plus élevée.

B VRAI En cas de test positif, on multiplie l'odds pré test par RV+, or
RV+ = se/(1-spe) = 0,6/0,05 = 12

C VRAI Ici l'échantillon est représentatif (on a créé un échantillon à partir d'un critère différent de celui qu'on étudiait, en effet on étudie l'existence d'une immunité protectrice et on a rassemblé des patients qui avaient été malades du COVID, on a déterminé s'ils avaient vraiment une immunité ou non seulement après la formation de l'échantillon). Donc on peut estimer la probabilité pré test d'avoir une immunité protectrice dans la population étudiée à partir de la prévalence dans l'échantillon, d'où proba pré test = 400/500 = 800/1000 = 0,8.

D VRAI On compare RV+ et 1/RV-.
RV+ = 12
1/RV- = spe/(1-se) = 0,95/0,4 = 9,5/4 = 4,75/2 = 2,375.
RV+ supérieur à 1/RV- donc le test sérologique est plus performant quand son résultat est positif.

E VRAI Cf. A

Question 9 – Tests diagnostiques : ABC

Les patients adressés pour des examens complémentaires en raison d'une suspicion d'embolie ont une probabilité d'embolie pulmonaire de 20%/ Le premier examen complémentaire utilisé pour évaluer la probabilité que le patient ait une embolie pulmonaire, a une sensibilité de 80% et une spécificité de 60%. Compte tenu de la balance entre le risque hémorragique lié au traitement anticoagulant et le traitement chez les patients ayant une embolie, il est recommandé de traiter lorsque la probabilité est au moins de 60%, de ne pas traiter si elle est inférieure à 10% et de faire des examens complémentaires supplémentaires pour une probabilité entre 10 et 60%.

A. L'odds prétest d'embolie pulmonaire chez les patients adressés pour suspicion d'embolie pulmonaire est égal à 0,25.
B. En cas de premier examen complémentaire négatif, l'odds post test d'embolie pulmonaire est égal à 0,25x0,33 = 0,0825

C. En cas de premier examen complémentaire négatif, il est recommandé de ne pas traiter
D. La probabilité post test d'embolie pulmonaire en cas de résultat positif du premier examen complémentaire est égale à 0,5
E. En cas de premier examen complémentaire positif, il est recommandé de traiter

Ici, l'énoncé nous donne déjà des informations.
p = 0,2
se = 0,8
spe = 0,6

A VRAI L'odds prétest = 02/0,8 = ¼ = 0,25

B VRAI Si le test est négatif : Odds post test = Odds prétest x RV- = 0,25 x [(1-se)/spe)] = 0,25 x [0,2/0,6)
Ce qui est environ égal à 0,25 x 0,33.

C VRAI 0,0825 inférieur à 0,1 donc l'énoncé nous dit qu'il est recommandé de ne pas traiter.

D FAUX Si le test est positif, la probabilité post test sera égale à la VPP.
Ici, on peut calculer la VPP à partir de la prévalence et des données de l'énoncé, pas la peine de se demander si l'échantillon est représentatif.

$$VPP = \frac{Se * p}{Se * p + (1 - Sp) * (1 - p)}$$

donc VPP = $\frac{0,8 \text{ x } 0,2}{0,8 \text{ x } 0,2+0,4 \text{ x } 0,8} = \frac{0,16}{0,16+0,32}$ = 0,16/0,48 = 1/3 ce qui n'est pas égal à 0,5.

E FAUX Puisque 1/3 est inférieur à 0,6 il n'est pas recommandé de traiter, mais plutôt de faire des examens complémentaires.

Question 10 – Epidémiologie : BCD

Pour évaluer la valeur pronostique de la calcification de l'aorte chez les patients ayant eu un remplacement de la valve aortique en raison d'un rétrécissement serré, une étude a inclus 1200 patients. Le volume de calcification de l'aorte a été mesuré sur le scanner de l'aorte réalisé juste avant le remplacement de la valve. Trois groupes de 400 patients ont été définis en fonction du volume de calcification faible, moyen ou élevé. Tous les patients ont été suivis pendant un an après le remplacement de la valve et le nombre de décès était respectivement de 40, 60 et 80 dans les groupes de patients avec un niveau faible, moyen et élevé de volume de calcification.

A. L'étude mise en place est une étude de cohorte descriptive
B. Le risque de décès à un an est estimé à 20% dans le groupe des patients ayant un niveau de calcification élevé
C. L'odds de décès à un an est estimé à 0,25 dans le groupe des patients ayant un niveau de calcification élevé
D. On observe un risque de décès à 1 an 2 fois plus élevé chez les patients ayant un niveau de calcification élevé par rapport à ceux ayant un niveau faible
E. On n'observe pas d'effet dose du niveau de calcification sur le risque de décès à 1 an

A FAUX L'étude mise en place est une étude de cohorte analytique car on cherche une association entre la calcification de l'aorte et le décès dans différents groupes constitués en effectuant un suivi.

B VRAI On peut bien calculer le risque de décès car nous sommes en étude de cohorte : risque = nombre de décès chez les personnes présentant une calcification élevée / nombre de personnes présentant une calcification élevée = 80/400 = 0,2 = 20%.

C VRAI Odds de décès = nombre de personnes décédées présentant une calcification élevée / nombre de personnes non décédées présentant une calcification élevée = 80/320 = 0,25 = 25%.

D VRAI Risque de décès chez les personnes présentant une calcification élevée = 20%.
Risque de décès chez les personnes présentant une calcification faible = 40/400 = 10%.
Donc le risque est bien multiplié par 2 chez ceux présentant une calcification élevée par rapport à ceux ayant une calcification faible.

E FAUX Plus le niveau de calcification est élevé, plus le risque l'est aussi. On peut donc observer un effet-dose.

Question 13 – Tests statistiques : AD

Pour comparer l'efficacité d'un nouveau traitement (NewTTT) à celle du traitement de référence (REF) d'une maladie grave, un essai thérapeutique comparatif randomisé est programmé. Vous souhaitez tester l'hypothèse nulle H0 d'une efficacité identique des deux traitements. Le plan d'analyse prévoit la réalisation d'un test du Chi-2 bilatéral au seuil de significativité $\alpha = 0{,}1\%$, l'inclusion de 400 patients dans le bras NewTT et de 800 patients dans le bras REF.
À l'issue de l'essai, les nombres de succès (guérisons) et d'échecs observés dans les 2 bras de l'essai sont les suivants :

	bras NewTTT	bras REF	Total
Succès	120	180	300
Échecs	280	620	900
Total	400	800	1200

A. La grandeur test calculée vaut 8
B. La grandeur test calculée vaut 12
C. L'hypothèse nulle est rejetée au risque de première espèce $\alpha = 0{,}1\%$ fixé
D. Si α avait été fixé à 5%, vous auriez déclaré NewTTT significativement plus efficace avec une différence de probabilités de guérison estimée à 7,5%
E. Des effectifs déséquilibrés ne permettent pas d'effectuer un test du Chi-2

A VRAI Effectifs attendus : 100, 200, 300, 600

$$\chi^2 = \frac{(120-100)^2}{100} + \frac{(180-200)^2}{200} + \frac{(280-300)^2}{300} + \frac{(620-600)^2}{600} = \frac{400}{100} + \frac{400}{200} + \frac{400}{300} + \frac{400}{600}$$

$$\chi^2 = 8$$

B FAUX Cf. A

C FAUX En lisant dans la table à 1 ddl, on a 0,001 < p < 0,01. À $\alpha = 0{,}1\% = 0{,}001$, on a p > α, donc on ne rejette pas H0.

D VRAI Pour $\alpha = 5\% = 0{,}05$, on a p < α, donc on rejette H0. La probabilité de guérison dans le bras NewTTT vaut $\frac{120}{400} = 0{,}3$ et la probabilité dans le bras REF vaut $\frac{180}{800} = 0{,}225$. La différence de probabilité vaut 0,3 – 0,225 = 0,075 = 7,5%.

E FAUX On peut, il faut juste faire attention à conclure sur les probabilités et non pas le nombre de succès brut.

Question 14 – Tests statistiques : BCD

Trois traitements TTT1, TTT2 et TTT3 d'une maladie sévère sont comparés dans le cadre d'un essai randomisé en groupes parallèles, avec allocation aléatoire équilibrée des traitements. Le critère de jugement principal est la guérison clinique (succès/échec). Le risque de première espèce est fixé à $\alpha = 5\%$. Dans un premier temps, le protocole prévoit la comparaison globale des trois traitements TTT1, TTT2 et TTT3 en utilisant un test du Chi-2, le risque d'erreur de première espèce étant fixé à 5%. Les effectifs des patients de chaque groupe en succès (guérison) et en échec (absence de guérison) sont présentés dans le tableau ci-dessous.

Traitement	TTT1	TTT2	TTT3	Total
Succès	35	50	65	150
Échecs	165	150	135	450
Total	200	200	200	600

A. La grandeur test calculée vaut 8
B. La grandeur test calculée vaut 12
C. L'hypothèse nulle est rejetée au risque de première espèce $\alpha = 5\%$ fixé
D. Vous rejetez l'hypothèse nulle avec p < 0,01
E. Vous rejetez l'hypothèse nulle avec p < 0,001

A FAUX Effectifs attendus : 50, 50, 50, 150, 150, 150

$$\chi^2 = \frac{(35-50)^2}{50} + \frac{(50-50)^2}{50} + \frac{(65-50)^2}{50} + \frac{(165-150)^2}{150} + \frac{(150-150)^2}{150} + \frac{(135-150)^2}{150}$$

$$= \frac{225}{50} \times 2 + \frac{225}{150} \times 2 = 12$$

B VRAI Cf. A

C VRAI En lisant dans la table à 2 ddl, on a 0,001 < p < 0,01. Donc avec $\alpha = 5\% = 0{,}05$, on a p < α, donc on rejette H0.

D VRAI Cf. C

E FAUX Cf. C