

TD de Bio statistiques : EXERCICES SUPPLEMENTAIRES

SUR LES TESTS D'HYPOTHESE

Exercice 1 :

Le coût moyen d'une implantation relevé sur internet est de 200 €. Une enquête auprès de 80 femmes implantées donne les résultats suivants :

Coût en €] 150 ; 180]] 180 ; 190]] 190 ; 200]] 200 ; 210]] 210 ; 250]
Effectif	4	15	30	25	6

A partir de cet échantillon peut-on considérer au seuil de 5 % que le coût moyen d'une implantation est inférieur à 200 € ?

Solution

Test de conformité : l'échantillon a donné $\bar{x} = 197.375$; $s = 13.5472684$ et $n = 80$.

Formulation des hypothèses ; test unilatéral gauche (égal contre inférieur).

Hypothèse nulle $H_0 : \bar{x} = \mu = 200$, contre

Hypothèse alternative $H_1 : \bar{x} < \mu = 200$ €.

Le seuil critique : le niveau de signification est $\alpha = 0.05 = P$ (rejeter H_0/H_0 vraie) ;

Comme $n = 80$ c'est un grand échantillon. \Rightarrow La table n° 1 donne pour un test unilatéral droit $u_{0.05} = 1.645$ et pour un test unilatéral gauche $-u_{0.05} = -1.645$

Si la statistique de test $T_0 \in [-1.645 ; +\infty] \Rightarrow$ on ne peut pas rejeter H_0 , sinon on la rejette.

Calcul de la statistique de test : $T_0 = \frac{\sqrt{80} (197.375 - 200)}{13.5472684} = -1.733095785 \approx -1.733$

Décision : comme $T_0 = -1.733 \notin [-1.645 ; +\infty]$ alors on ne peut pas accepter H_0 .

Conclusion : Au seuil de 5%, on considère que le coût moyen d'implantation n'est pas conforme à la valeur vraie de 200 €, donc le coût moyen est inférieur à la valeur théorique.

Exercice 2 :

La tablette tactile s'impose de nos jours dans les foyers en général ! Les résultats de deux sondages dans notre pays effectués sur 50 personnes au cours de l'année 2016, et sur 120 personnes au cours de l'année 2017 indiquent que 26 puis 87 personnes possèdent une tablette tactile.

En 2018 le budget annuel moyen consacré par habitant dans notre pays aux nouvelles technologies de communication se répartissait en 140 € pour l'investissement et 100 € pour le fonctionnement.

Pour le sondage 2018 qui a été effectué, le tableau suivant donne la répartition du nombre de personnes en fonction du budget consacré à l'investissement et au fonctionnement dans les nouvelles technologies.

Euros €] 0 ; 20]] 20 ; 40]] 40 ; 80]] 80 ; 150]]150 ; 250]]250 ; 500]
Investissement	5	12	32	40	25	16
Fonctionnement	9	28	37	30	21	5

- 1) Peut-on au seuil de 5 % conclure à l'homogénéité des possesseurs des tables tactiles en 2016 et 2017 ?
- 2) Peut-on au seuil de 5 % conclure à la conformité du budget de l'investissement à la moyenne théorique de 140 €.
- 3) Peut-on au seuil de 5 % conclure à la conformité du budget de fonctionnement à la moyenne théorique de 100 €.
- 4) Peut-on au seuil de 5 %, considérer que la distribution du budget de l'investissement suit une loi normale $N(130 ; 100^2)$?
- 5) Peut-on au seuil de 5 %, considérer que la distribution du budget de fonctionnement suit une loi normale $N(90 ; 75^2)$?

Solution :

1) Test d'homogénéité :

Formulation des hypothèses : test bilatéral où $H_0 : p_1 = p_2$ contre $H_1 : p_1 \neq p_2$.

Le seuil critique : $\alpha = 0.05 = P(\text{rejeter } H_0 / H_0 \text{ vraie})$. La table n° 1 donne $u_{0.05} = 1.96$

Si la statistique de test $T_o \in [-1.96 ; +1.96] \Rightarrow$ on ne peut pas rejeter H_0 .

Les deux fréquences observées : $f_1 = \frac{26}{50} = 0.52$ et $f_2 = \frac{87}{120} = 0.725 \Rightarrow f_0 = \frac{26+87}{50+120} = 0.6647059$

$$\Rightarrow \sigma_c = \sqrt{f_0(1 - f_0) \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)} = \sqrt{\frac{113}{170} * \frac{57}{170} \left(\frac{1}{50} + \frac{1}{120} \right)} = 0.079465123 \Rightarrow$$

La statistique de test observé : $T_o = \frac{0.52 - 0.725}{0.079465123} = -2.579748099$

Décision : comme la valeur du test : $T_o = -2,580 \in [-1.96 ; +1.96] \Rightarrow$ on rejette $H_0 \Rightarrow$ Il y a une différence significative entre les 2 proportions de 2016 et de 2017.

2) Test de conformité pour le budget de l'investissement.

L'échantillon donne les paramètres : $\bar{x} = 137.9230769$; $s = 105.3800516$; $n = 130$.

Formulation des hypothèses ; test bilatéral.

Hypothèse nulle $H_0 : \bar{x} = \mu = 140$, contre

Hypothèse alternative $H_1 : \bar{x} \neq \mu = 140$.

Le seuil critique : le niveau de signification est $\alpha = 0.05 = P(\text{rejeter } H_0/H_0 \text{ vraie})$; grand échantillon car $n = 130 \Rightarrow u_{0.05} = 1.96$ tiré de la table n° 2 de la loi normale.

La règle de décision sera : si la statistique de test observé $T_o \in [-1.96 ; +1.96]$ (dans ce cas, on ne peut pas rejeter H_0). Dans tous les autres cas, on peut la rejeter.

Calcul de la statistique de test : $T_o = \frac{\sqrt{130} (137.9230769 - 140)}{105.3800516} = -0.224715839 \approx -0.225$

Décision : comme $T_o = -0.225 \in [-1.96 ; +1.96]$ alors on ne peut pas rejeter H_0 .

Conclusion : Au seuil de 5%, la moyenne de l'investissement est conforme à la valeur vraie.

3) Test de conformité pour le budget de fonctionnement.

L'échantillon donne les paramètres : $\bar{x} = 97.5$; $s = 81.80912271$; $n = 130$.

Formulation des hypothèses ; test bilatéral.

Hypothèse nulle $H_0 : \{\bar{x} = \mu = 100\}$; contre Hypothèse alternative $H_1 : \{\bar{x} \neq \mu = 100\}$.

Le seuil critique : le niveau de signification est $\alpha = 0.05 = P(\text{rejeter } H_0/H_0 \text{ vraie})$.

Grand échantillon car $n = 130 \Rightarrow u_{0.05} = 1.96$ tiré de la table n° 2 de la loi normale.

La règle de décision sera : si la statistique de test $T_0 \in [-1.96 ; +1.96]$ (dans ce cas, on ne peut pas rejeter H_0). Dans tous les autres cas, on peut la rejeter.

Calcul de la statistique de test observé : $T_0 = \frac{\sqrt{130}(97.5 - 100)}{81.80912271} = -0.348425514 \approx -0.348$

Décision : comme $T_0 = -0.348 \in [-1.96 ; +1.96]$ alors on ne peut pas rejeter H_0 . On conclut que la moyenne du budget de fonctionnement est conforme à la valeur vraie de 100 €.

4) Test d'adéquation à la loi normale $N(130 ; 100^2)$ pour le budget de l'Investissement.

Formulation des hypothèses :

Hypothèse nulle : $H_0 = \{\text{les observations sont issues d'une } N(130 ; 100^2)\}$ **contre**

Hypothèse alternative $H_1 = \{\text{les observations ne sont pas issues d'une } N(130 ; 100^2)\}$

Le seuil critique : $\alpha = 0.05 = P[\text{rejeter } H_0 / H_0 \text{ vraie}] = P(\chi_{(5)}^2 \geq SC) = 0.05$, d'où $SC = 11.07$

Calcul de la statistique de test observé du Khi-Deux $T_0 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - n p_i)^2}{n p_i}$

On a $p_i = P[X \in \text{classe } i] = P[y_{i-1} < X < y_i] = P(N(\mu = 130 ; \sigma = 100) \in [y_{i-1} ; y_i]) =$

$P(N(0 ; 1) \in [\frac{y_{i-1} - \mu}{\sigma} ; \frac{y_i - \mu}{\sigma}]) = P[z_{i-1} < N(0 ; 1) < z_i] = \Phi(z_i) - \Phi(z_{i-1})$.

On prend dans le tableau suivant $z_i = \frac{y_i - \mu}{\sigma} = \frac{y_i - 130}{100}$.

$T_0 = \chi_{(\text{observé})}^2 = \sum_{i=1}^6 \frac{(O_i - E t_i)^2}{E t_i} = \frac{(5 - 5.057)^2}{5.057} + \frac{(12 - 6.292)^2}{6.292} + \dots + \frac{(16 - 14.963)^2}{14.963} = 24.43134$

y_i	$-\infty$	0	20	40	80	150	250	500	$+\infty$
z_i	$-\infty$	-1.3	-1.1	-0.9	-0.5	0.2	1.2	3.7	$+\infty$
$\Phi(z_i)$	0	0.0968	0.1357	0.1841	0.3085	0.5793	0.8849	0.9999	1

Les valeurs z_i obtenues de la variable aléatoire $Z = \frac{Y - \mu}{\sigma}$; $\Phi(z_i)$ lue de la table n° 1.

p_i	0.0968	0.0389	0.0484	0.1244	0.2708	0.3056	0.1150	0.0001	1
$n p_i$	12.584	5.057	6.292	16.172	35.204	39.728	14.95	0.013	130

Vu la taille de certaines classes inférieures à 5, nous devons faire des regroupements.

$n p_i$	12.584	5.057	6.292	16.172	35.204	39.728	14.963	130
n_i	0	5	12	32	40	25	16	130
T_0	0	0.0006	5.1782	13.0673	0.65338	5.45998	0.07187	24.43134

Décision : comme $T_0 = \chi_{(\text{observé})}^2 = 24.43 > SC = \chi_{(5)}^2 = 11.07 \Rightarrow$ on ne peut pas accepter H_0 .

En conclusion, le budget de l'investissement ne suit pas une loi normale.

5) Test d'adéquation à la loi normale N (90 ; 75²) pour le budget de fonctionnement

Formulation des hypothèses :

Hypothèse nulle : $H_0 = \{ \text{les observations sont issues d'une } N(90 ; 75^2) \}$ **contre**

Hypothèse alternative $H_1 = \{ \text{les observations ne sont pas issues d'une } N(90 ; 75^2) \}$

Le seuil critique : $\alpha = 0.05 = P[\text{rejeter } H_0 / H_0 \text{ vraie}] = P(\chi^2_{(k-p-1)} \geq SC) = 0.05$

Où le coefficient $p = 0$ car la loi normale $N(90 ; 75^2)$ est donnée et k c'est le nombre de classes dont l'effectif théorique est ≥ 5 d'où $SC = \chi^2_{(4)} = 9,49$

Calcul de la statistique de test observé du Khi-Deux $T_0 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - n p_i)^2}{n p_i}$

On a $p_i = P[X \in \text{classe } i] = P[y_{i-1} < X < y_i] = P(N(\mu = 90 ; \sigma = 75) \in [y_{i-1} ; y_i]) =$

$P(N(0 ; 1) \in [\frac{y_{i-1} - \mu}{\sigma} ; \frac{y_i - \mu}{\sigma}]) = P[z_{i-1} < N(0 ; 1) < z_i] = \Phi(z_i) - \Phi(z_{i-1})$.

On prend dans le tableau suivant $z_i = \frac{y_i - \mu}{\sigma} = \frac{y_i - 90}{75}$.

$$T_0 = \sum_{i=1}^6 \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} = \frac{(9 - 7.943)^2}{7.943} + \frac{(28 - 9.776)^2}{9.776} + \dots + \frac{(26 - 27.547)^2}{27.547} = 38.1318$$

y_i	$-\infty$	0	20	40	80	150	250	500	$+\infty$
z_i	$-\infty$	-1.2	-0.93	-0.67	-0.13	0.8	2.13	5.47	$+\infty$
$\Phi(z_i)$	0	0.1151	0.1762	0.2514	0.483	0.7881	0.9834	1	1

Les valeurs z_i obtenues de la variable aléatoire $Z = \frac{Y - \mu}{\sigma}$; $\Phi(z_i)$ lue de la table n° 1.

p_i	0.1151	0.0611	0.0752	0.2316	0.3051	0.1953	0.0166	0	1
$n p_i$	14.963	7.943	9.776	30.108	39.663	25.389	2.158	0	130

Vu la taille de certaines classes inférieures à 5, nous devons faire des regroupements.

$n p_i$	14.963	7.943	9.776	30.108	39.663	27.547	0	130
n_i	0	9	28	37	30	26	0	130
T_0	0	0.14066	33.9724	1.57764	2.35417	0.08688		38.1318

Décision : comme $T_0 = 39.13 > SC = \chi^2_{(4)} = 9.49 \Rightarrow$ on ne peut pas accepter l'hypothèse nulle.

En conclusion, le fonctionnement ne suit pas une loi normale.

Exercice 3 :

Lors de la réunion annuelle des associations virtuelle des chirurgiens de l'Est qui se tient à la capitale, un représentant du ministère éditant les journaux et magazines relatifs à la santé était invité. Il s'est livré à une petite enquête pour connaître le temps nécessaire à un chirurgien pour compléter une certaine intervention. Les résultats obtenus sont consignés dans le tableau suivant :

Temps nécessaire en minutes	[50-60[[60-70[[70-90[[90-100[[100-120]
Effectif	2	8	25	10	5

- 1) a) Par quelles valeurs ponctuelles peut-on estimer la moyenne et la variance du temps nécessaire à l'intervention ?
- b) Dans quel intervalle se situe la moyenne de ce temps avec un coefficient de confiance de 0,98 ?
- c) Quelle aurait dû être la taille de l'échantillon interrogé si on avait désiré un intervalle de 8 minutes d'amplitude (on supposera que ce nouvel échantillon a les mêmes caractéristiques que le précédent) ?
- 2) En effectuant son enquête le représentant a aussi demandé aux membres de cette association si le temps qu'ils réservent à l'intervention était largement suffisant. 32 des personnes interrogées lui ont répondu que oui.
- a) Estimer par un intervalle de confiance à 95 % la proportion des chirurgiens qui se contentent du temps réservé à l'intervention.
- b) Tester l'hypothèse que plus de la moitié des chirurgiens sont content de ce temps avec un risque de 2 %.
- 3) Tout en menant son enquête il a discrètement relevé l'âge approximatif des personnes interrogées. A partir du tableau suivant, il aimerait bien savoir s'il existe une relation entre l'âge du chirurgien et la préférence du temps alloué à l'intervention. L'erreur sur la conclusion qu'il prendra doit être de 5%.

préférence du temps	Age	Moins de 30 ans	De 30 à 45 ans	De 45 à 60 ans	Plus de 60 ans
OUI		4	14	10	8
NON		8	5	6	5

- 4) D'après les enquêtes faites par l'éditeur du "Guide du chirurgien", on sait que 60 % des chirurgiens achètent le Guide. Sur les 60 personnes interrogées par notre enquêteur, quelle est la probabilité que plus de la moitié soit en possession de ce Guide.

Solution

1) Estimation des caractéristiques de la population

a) La moyenne μ et la variance σ de la population sont estimées par la moyenne $\bar{x} = 82,6$ et la variance $s^2 = 193,10204$ de l'échantillon $\Rightarrow s = 13.896116$ et $n = 50$.

b) Intervalle de confiance d'une moyenne d'une population quelconque de variance inconnue : Pour $n = 50$, on a un grand échantillon et la variable $Z = \sqrt{n} * \left(\frac{\bar{X} - \mu}{S}\right)$ suit approximativement une loi normale centrée et réduite $N(0,1)$.

Equation de départ : $P[-u_\alpha < Z = \sqrt{n} * \left(\frac{\bar{X} - \mu}{S}\right) < u_\alpha] = 1 - \alpha = 0.98 \Rightarrow \alpha = 0.02$

$P[-u_\alpha < N(0 ; 1) < u_\alpha] = 0,98 \Leftrightarrow u_\alpha = 2,326$: Valeur lue dans la table n° 2

$P[-u_\alpha < \sqrt{n} \left(\frac{\bar{X} - \mu}{S}\right) < u_\alpha] = 0.98 \Leftrightarrow P\left(\bar{X} - u_\alpha \frac{S}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + u_\alpha \frac{S}{\sqrt{n}}\right) = 0.98$

D'où un intervalle de confiance $\bar{x} \pm u_\alpha \frac{s}{\sqrt{n}} = [82.6 \pm 4.57107281] = [78.029 ; 87.171]$

c) La taille n de l'échantillon donnant l'amplitude $A = 8$

Supposons $n > 30$. Amplitude = $8 = 2u_\alpha \frac{s}{\sqrt{n}} \Rightarrow n = \left(\frac{s u_\alpha}{4}\right)^2 = \left(\frac{13.896116 * 2.326}{4}\right)^2 = 65.3$;
d'où $n = 66$ (ce qui confirme la supposition et l'utilisation de la loi normale).

2) Intervalle de confiance et test

a) Intervalle de confiance d'une proportion. La fréquence observée étant $f = \frac{32}{50} = 0.64$
Pour $n = 50$, c'est un grand échantillon. La variable aléatoire $Z = \sqrt{n} * \left(\frac{F - p}{\sqrt{p(1-p)}}\right)$ suit
approximativement une loi normale centrée et réduite $N(0,1)$.

Equation de départ : $P\left(-u_\alpha < \sqrt{n} \left(\frac{F - p}{\sqrt{p(1-p)}}\right) < u_\alpha\right) = 1 - \alpha = 0.95 \Rightarrow \alpha = 0.05$

$P[-u_\alpha < N(0; 1) < u_\alpha] = 0.95 \Leftrightarrow u_\alpha = 1.96$

$P\left(-u_\alpha < \sqrt{n} \left(\frac{F - p}{\sqrt{p(1-p)}}\right) < u_\alpha\right) = 0.95 \Leftrightarrow P\left(F - u_\alpha \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} < p < F + u_\alpha \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}\right) = 0.95$

D'où un intervalle de confiance $[f \pm u_\alpha \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}]$ qui ne convient pas car il contient le
paramètre p à encadrer; il peut être remplacé par une bonne approximation, à savoir f , d'où un
intervalle de confiance $[f \pm u_\alpha \sqrt{\frac{f(1-f)}{n}}] = [0.64 \pm 0.133049] = [0.507 ; 0.773]$

b) Test d'hypothèse de conformité sur une proportion. Test unilatéral droit (= contre >).

La fréquence de l'échantillon $f = 0.64$ et $u_\alpha > 0$

Formulation des hypothèses : $H_0 = \{p = p_0 = 0.5\}$ contre $H_1 = \{p > p_0\}$

Pour $n = 50$, la variable aléatoire $F = \sqrt{n} \left(\frac{F - p}{\sqrt{p(1-p)}}\right)$ suit approximativement une loi normale
centrée et réduite $N(0,1)$.

Le seuil critique : $\alpha = 0.02 = P[\text{Rejeter } H_0 / H_0 \text{ vraie}] \Rightarrow u_\alpha = 2.055$

Si la statistique observée $T_0 = \sqrt{n} \left(\frac{F - p}{\sqrt{p(1-p)}}\right) < u_\alpha = 2.055$ on "accepte" H_0 sinon on la rejette

Calcul de la statistique de test $T_0 = \sqrt{n} \frac{f - p_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)}}$

D'où $T_0 = \sqrt{n} \frac{f - p_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)}} = \sqrt{50} \frac{0.64 - 0.5}{\sqrt{0.5(1-0.5)}} = 1.9799$

Décision : comme $T_0 = 1.9799 < u_\alpha = 2.055$, l'expérience ne permet pas de rejeter H_0

3) Test d'indépendance

Formulation des hypothèses: $H_0 = \{\text{les 2 caractères sont indépendants}\}$ contre

$H_1 = \{\text{les 2 caractères ne sont pas indépendants}\}$

Le seuil critique : $\alpha = 0.05$; il y a 2 lignes et 3 colonnes dans la table de contingence \Rightarrow

Le nombre de degrés de liberté = $k = ddl = (l-1) * (c-1) = 1 * 3 = 3 \Rightarrow$

$$\chi^2_{(k-1; 0.05)} = \chi^2_{(2; 0.05)} = 5.991$$

Si on a : $T_0 = \chi^2_{(\text{observé})} < \chi^2_{(k-1; 0.05)} \Leftrightarrow$ on "accepte" H_0 et sinon on la rejette.

Calcul de la statistique de test observé $T_o = \chi^2_{(observé)} = \sum_{i,j} \frac{(n_{ij} - n p_{ij})^2}{n p_{ij}}$

	< 30 ans		entre 30 et 45		entre 45 et 60		> 60 ans		Total
OUI	4	7.2	14	11.4	10	9.6	8	7.8	36
NON	8	4.8	5	7.6	6	6.4	5	5.2	24
Total	12		19		16		13		60

$T_o = \chi^2_{(observé)} = \frac{(4 - 7.2)^2}{7.2} + \frac{(14 - 11.4)^2}{11.4} + \dots + \frac{(5 - 5.2)^2}{5.2} = 5,0925$ et $\chi^2_{(2)} = 5,991$

Décision : comme $T_o = 5.09 = \chi^2_{(observé)} < \chi^2_{(2)} = 5.99 \Rightarrow$ on accepte H_0 au seuil de 5%

En conclusion les deux caractères (âge du chirurgien et la préférence du temps alloué à l'intervention) sont indépendants.

4) Quelle est la probabilité que plus de la moitié des chirurgiens soit en possession du Guide ?

$P(F > 0.5) = P\left[\sqrt{n} \left(\frac{F - p}{\sqrt{p(1-p)}}\right) > \sqrt{n} \left(\frac{0.5 - p}{\sqrt{p(1-p)}}\right)\right]$; où $n = 60$; $p = 60\%$.

Or pour $n = 60$, la variable aléatoire $F = \sqrt{n} \left(\frac{F - p}{\sqrt{p(1-p)}}\right)$ est approximativement une $N(0,1)$.

Donc $P(F > 0.5) = P(N(0; 1) > \sqrt{60} \left(\frac{0.5 - 0.6}{\sqrt{0.6(1-0.6)}}\right) = -1.58) = 0.9429 \Rightarrow$

La probabilité que plus de la moitié soit en possession de ce Guide est égale à **94.29 %**

Exercice 4

Un fabricant de compléments alimentaires a prétendu que l'un des produits fabriqués par son entreprise agit positivement sur la mémoire des adolescents en une durée ne dépassant pas 3 mois, et par conséquent, il peut augmenter le taux de réussite des scolarisés, surtout pour les matières scolaires dépendant de la mémoire. Pour vérifier les affirmations de ce fabricant, on a réalisé l'étude statistique suivante : on a choisi deux échantillons aléatoires d'élèves d'un même collège, les 80 élèves du premier échantillon ont pris ce complément alimentaire pendant 3 mois avant l'examen de l'histoire et les 60 élèves du deuxième échantillon ont pris un placebo pendant la même durée.

Les résultats de l'examen sont représentés dans le tableau suivant :

	Complément alimentaire	placebo
Succès	40	40
Echec	40	20

D'après cette étude, ce compliment alimentaire agit-il positivement sur le taux de réussite des élèves du collège dans l'examen de l'histoire ? On prend un risque de 5 %.

Solution

Généralement, dans des problèmes de ce genre on peut les résoudre par deux types de tests d'hypothèse :

- Test d'homogénéité du KHI-DEUX (s'il n'y a pas d'équivalence).
- Test d'homogénéité pour comparer deux proportions p_1 et p_2 (pour connaître la forte proportion).

Solution

1) Test d'homogénéité du KHI-DEUX

- Formulation des hypothèses :

H_0 : « L'effet du complément alimentaire et du placebo sont équivalents » ; **contre**

H_1 : « L'effet du complément alimentaire et du placebo ne sont pas équivalents ».

- Calcul de la statistique de test : $T_0 = \chi^2_{(observé)}$

	Complément alimentaire		Placebo		Total
	Observé	Attendu	Observé	Attendu	
Succès	40	45.7	40	34.3	80
Echec	40	34.3	20	25.7	60
Total	80		60		140

$$\begin{aligned}\chi^2_{(observé)} &= \sum_{i=1}^4 \frac{(E O_i - E t_i)^2}{E t_i} = \frac{(40 - 45.7)^2}{45.7} + \frac{(40 - 34.3)^2}{34.3} + \frac{(40 - 34.3)^2}{34.3} + \frac{(20 - 25.7)^2}{25.7} = \\ &= 0.71094 + 0.94723 + 0.94723 + 1.26420 = 3.869603895 \cong \mathbf{3.87}\end{aligned}$$

- Le seuil critique : Le tableau de contingence a 2 lignes et 2 colonnes donc le nombre de degré de liberté = 1 $\Rightarrow \chi^2_{(1)} = \mathbf{3.84}$; si $T_0 > \chi^2_{(1)}$ alors on ne peut pas accepter H_0 .
- Décision : comme on a $\chi^2_{(observé)} = \mathbf{3.87} = T_0 > \chi^2_{(1)} = \mathbf{3.84}$ alors il y a **Rejet de H_0** .

En conclusion l'effet du complément alimentaire et l'effet du placebo sur la mémoire des adolescents ne sont pas équivalents.

2) Test d'homogénéité : comparaison de deux proportions p_1 et p_2 .

Formulation des hypothèses : test unilatéral gauche (égal contre inférieur)

Hypothèse nulle : $H_0 = \{p_1 = p_2\}$ contre

Hypothèse alternative : $H_1 = \{p_1 < p_2\}$.

Le seuil critique : $\alpha = 0.05 = P(\text{rejeter } H_0 / H_0 \text{ vraie})$. La table n° 1 donne $u_{0.05} = 1.645$ et pour un test unilatéral gauche la valeur de $u_{0.05}$ est négative.

Si la statistique de test $T_0 \in [-\infty ; -1.645] \Rightarrow$ on ne peut pas accepter H_0 .

Les deux échantillons $n_1 = 80$ (complément alimentaire) et $n_2 = 60$ (placebo) donnent les fréquences observées : $f_1 = \frac{40}{80} = 0.5$ et $f_2 = \frac{40}{60} = 0.667 \Rightarrow f_0 = \frac{40 + 40}{80 + 60} = 0.571428571 \Rightarrow$

$$\sigma_c = \sqrt{f_0(1 - f_0) \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)} = \sqrt{\frac{8}{14} * \frac{6}{14} \left(\frac{1}{80} + \frac{1}{60} \right)} = 0.084515425 \Rightarrow$$

$$\text{La statistique de test observé} : T_0 = \frac{f_1 - f_2}{\sigma_c} = \frac{0.5 - 0.667}{0.084515425} = -1.972026598 \cong -1.97$$

Décision : comme la valeur du test : $T_0 = -1.97 \in [-\infty ; -1.645] \Rightarrow$

On ne peut pas accepter $H_0 \Rightarrow$ Il y a une différence significative entre les 2 proportions.

En conclusion la prétention du fabricant est totalement fautive. Au contraire, le produit fabriqué agit négativement sur la mémoire des adolescents.