

Éléments de correction de l'épreuve de Statistique IV

Problème (17pts):

1- a) F.H. $\begin{cases} H_0: & \mu = \mu_0 (= 80) \\ & \# \\ H_1: & \mu \neq \mu_0 \end{cases}$ test de moyenne du genre TB

b) paramètre : μ

c) Statistique : \bar{X} « bon » estimateur de μ

d) loi de \bar{X} sous H_0 :

Hyp de Normalité et σ^2 inconnue $\Rightarrow T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} \sim t(n - 1)$

e) R.D.

$$\begin{cases} \text{si } |\bar{x} - \mu_0| > c_{\alpha/2} = t_{\alpha/2}(n - 1) \frac{s}{\sqrt{n}} & \text{on rejette } H_0 \\ \text{si } |\bar{x} - \mu_0| \leq c_{\alpha/2} = t_{\alpha/2}(n - 1) \frac{s}{\sqrt{n}} & \text{on ne peut rejeter } H_0 \end{cases}$$

f) A.N.

Temps de montée	n_i	x_i	$n_i x_i$	$n_i x_i^2$
[50-60[2	55	110	6050
[60-70[8	65	520	33800
[70-90[25	80	2000	160000
[90-100[10	95	950	90250
[100-120]	5	110	550	60500
TOTAL	50	-	4130	350600

$$\bar{x} = \frac{1}{50} \sum_{i=1}^5 n_i x_i = \frac{4130}{50} = 82,6 \text{ mn} \quad t_{0,025}(49) = 2$$

$$s^2 = \frac{n}{n-1} s_e^2 = \frac{50}{49} (\overline{x^2} - \bar{x}^2) = \frac{50}{49} \left(\frac{350600}{50} - 82,6^2 \right) = 193,1$$

$$\Rightarrow s = 13,9 \text{ mn} \Rightarrow c_{\alpha/2} = 3,93 \text{ et } |\bar{x} - \mu_0| = |82,6 - 80| = 2,6$$

$$d' où \quad |\bar{x} - \mu_0| < c_{\alpha/2} \Rightarrow \text{NRH}_0$$

Conclusion : les données ne nous permettent pas de rejeter l'hypothèse que le temps moyen de la montée est de 80 mn.

2- a) paramètre : σ^2

b) F.H. $\begin{cases} H_0: & \sigma^2 = \sigma_0^2 = 250 \\ \# \\ H_1: & \sigma^2 > \sigma_0^2 \end{cases}$ test de variance du genre TUD

c) **Statistique :** S^2 « bon » estimateur de σ^2

d) **loi** de S^2 sous H_0 :

$$\text{Hyp de Normalité} \Rightarrow Y = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \rightsquigarrow \chi^2(n-1)$$

e) **R.D.**

$$\begin{cases} \text{si } s^2 > c_\alpha = \frac{\sigma_0^2}{(n-1)} \chi_\alpha^2(n-1) & \text{on rejette } H_0 \\ \text{si } s^2 \leq c_\alpha = \frac{\sigma_0^2}{(n-1)} \chi_\alpha^2(n-1) & \text{on ne peut rejeter } H_0 \end{cases}$$

f) A.N.

$$s^2 = 193,1 \text{ (déjà vu en 1)) et } \chi_{0,05}^2(49) = 66,34$$

$$\text{donc } c_\alpha = \frac{225}{49} \times 66,34 = 304,62$$

$$\text{d'où } s^2 \leq c_\alpha \Rightarrow NRH_0$$

Conclusion : les données ne nous permettent pas de rejeter l'hypothèse que la variance du temps de la montée est de 225.

3- a) F.H. $\begin{cases} H_0: X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2) \\ \# \\ H_1: X \not\sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2) \end{cases}$ test d'ajustement de χ^2 à la loi normale

b) Statistique : $D^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(N_i - n_{ti})^2}{n_{ti}}$

c) Loi de D^2 sous H_0 : $D^2 \sim \chi_{k-m-1}^2$; où m est le nombre de paramètres à estimer.

d) R.D. $\begin{cases} \text{Si } d^2 > \chi_{k-m-1;\alpha}^2 & \text{on rejette } H_0 \\ \text{Si } d^2 \leq \chi_{k-m-1;\alpha}^2 & \text{on ne rejette pas } H_0 \end{cases}$

e) A.N. : on a deux paramètres à estimer μ (moyenne) et σ^2 (variance) ; ce qui est déjà vu en 1)

- Estimation de μ et de σ^2 :

$$\hat{\mu} = \bar{x} = 82,6 \text{ mn} \quad \text{et} \quad \hat{\sigma}^2 = s^2 = 193,1 \Rightarrow \hat{\sigma} = 13,9 \text{ mn}$$

Calculons les effectifs théoriques $n_{ti} = np_i$

- Tableau théorique : $Z_i = \frac{e_i - \hat{\mu}}{\hat{\sigma}} \sim \mathcal{N}(0,1)$

$[e_{i-1}; e_i[$	$[z_{i-1}; z_i[$	p_i	n_{ii}	n_i	d^2
[50 ; 60[]-∞ ; -1,63[0,06	3	10	0,11
[60 ; 70[[-1,63 ; -0,91[0,12	6		
[70 ; 90[[-0,91 ; 0,53[0,52	26	25	0,04
[90 ; 100[[0,53 ; 1,25[0,19	9,5	10	0,03
[100 ; 120]	[1,25 ; +∞[0,11	9,5	5	0,05
TOTAL	TOTAL	1,00	50	50	0,23

On a $d^2 = 0,23$ et $\chi^2_{\alpha}(4-2-1) = \chi^2_{\alpha}(1) = 3,84$

D'où $d^2 < \chi^2_{\alpha}(1) \Rightarrow \text{NRH}_0$

f)- **Conclusion** : les données ne nous permettent pas de rejeter l'hypothèse que les données proviennent d'une population Normale.

4- a) paramètre : p

b) F.H. $\begin{cases} H_0: p = p_0 = 0,5 \\ \# \\ H_1: p > p_0 = 0,5 \end{cases}$ test de proportion du genre TUD

c) Statistique : F « bon » estimateur de p

d) loi de F sous H_0 :

$$\text{T.C.L.} \Rightarrow n = 50 \geq 30 \quad np_0 = nq_0 = 25 \geq 5$$

$$\text{d'où } F \approx \mathcal{N}\left(p_0; \frac{p_0q_0}{n}\right) \Rightarrow Z = \frac{F-p_0}{\sqrt{p_0q_0/n}} \approx \mathcal{N}(0; 1)$$

e) R.D.

$$\begin{cases} \text{si } f > c_{\alpha} = p_0 + z_{\alpha} \sqrt{p_0q_0/n} & \text{on rejette } H_0 \\ \text{si } f \leq c_{\alpha} = p_0 + z_{\alpha} \sqrt{p_0q_0/n} & \text{on ne peut rejeter } H_0 \end{cases}$$

$$\text{f) A.N. } f = \frac{32}{50} = 0,64 \quad z_{0,05} = 1,65 \quad c_{\alpha} = 0,5 + 1,65 \sqrt{\frac{0,25}{50}} = 0,62$$

d'où $f > c_\alpha \Rightarrow RH_0$

Conclusion : les données semblent être cohérentes avec l'hypothèse que plus de la moitié des randonneurs préfère emprunter le TG2.

$$\alpha_0 = \mathbb{P}_0(F > f) = \mathbb{P}_0\left(Z > \frac{f - p_0}{\sqrt{p_0 q_0 / n}}\right) = \mathbb{P}_0(Z > 2) = 2\%$$

Le test est donc assez significatif.

Exercice (3pts): 1)

➤ μ et σ inconnues

➤ a) les limites de contrôle sur la carte \bar{X} : $n=3$; $\bar{\bar{x}} = 3,45$; $\bar{r} = 0,32$

➤ $UCL = \bar{\bar{x}} + 3\widehat{\sigma}_{\bar{x}} = \bar{\bar{x}} + A_2\bar{r} = 3,45 + 1,02 * 0,32 = 3,78$

➤ $LCL = \bar{\bar{x}} - 3\widehat{\sigma}_{\bar{x}} = \bar{\bar{x}} - A_2\bar{r} = 3,45 - 1,02 * 0,32 = 3,12$

➤ $CL=3,45$

➤ b) les limites de contrôle sur la carte des étendues:

➤ $UCL = D_4\bar{r} = 2,57 * 0,32 = 0,82$

➤ $LCL = D_3\bar{r} = 0 * 0,32 = 0$

➤ $CL=0,32$

$$2) \beta = P_1(-3 - 1,5\sqrt{3} < Z_1 < +3 - 1,5\sqrt{3}) = P_1(Z_1 < +0,4) = 0,66$$

$$\Rightarrow POM_{1,5;3} = \frac{1}{1 - \beta} \cong 3$$

N.B. : On n'accepte pas les formules sans application numérique (i.e. sans faire de calcul !)