

《統計學》

試題評析

- 1.除One-Way ANOVA各組樣本數不等之試題不等之試題稍微偏難之外，其餘試題均為常見題型，取分不難。
- 2.指數分布的無記憶性特性應用，若考生不熟悉相關題型，此題雖易，但也可能失分。
- 3.綜合來說，一般同學拿60分以上不成問題，程度較佳同學應可拿80分以上。

一、直排輪運動傷害研究，以過去一年內全國直排輪運動人口為母體，隨機抽出250位做問卷調查。資料顯示，87位受訪者運動時帶護肘其中10位手肘受傷，163位運動時未帶護肘的受訪者中35位手肘受傷。欲檢定護肘是否較能保護直排輪運動者。

- (一)請寫出適當的檢定虛無假設與對立假設。(六分)
- (二)請求出(一)中檢定的p-值。(十四分)

答：

(一)令 p_1 表示帶護肘的人手肘受傷之比例

p_2 表示未帶護肘的人手肘受傷之比例

$$\Rightarrow \begin{cases} H_0: p_1 \geq p_2 \\ H_1: p_1 < p_2 \end{cases}$$

$$(二)1. \begin{cases} H_0: p_1 \geq p_2 \\ H_1: p_1 < p_2 \end{cases}$$

$$2. \text{檢定統計量 } z = \frac{\hat{p}_1 - p_2}{\sqrt{\hat{p}(1-p) \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}}$$

$$= \frac{\frac{10}{87} - \frac{35}{163}}{\sqrt{\frac{10+35}{87+163} \left(1 - \frac{10+35}{87+163} \right) \left(\frac{1}{87} + \frac{1}{163} \right)}}$$

$$\square -1.96$$

$$3. p\text{-值} = p(z < -1.96) = 0.025$$

二、投擲公正硬幣一萬次，試以柴比雪夫 (Chebyshev) 不等式，對「出現正面的比率介於0.49與0.51之間」這一事件的機率給一個下界。(二十分)

答：

(一)令 X_i 表丟第 i 次硬幣之結果

$$X_i = \begin{cases} 1, & \text{第}i\text{次投擲結果為正面} \\ 0, & \text{第}i\text{次投擲結果為負面} \end{cases}$$

$$X_i \stackrel{iid}{\sim} \text{Ber}(p) \quad i = 1, 2, \dots, 10000$$

$$\text{而 } \bar{X} = \frac{\sum X_i}{n} = \hat{p} \Rightarrow \begin{cases} E(\bar{X}) = p \\ \text{Var}(\bar{X}) = \frac{1}{n} p(1-p) \end{cases}$$

(二)由柴原比雪夫不等式得知

$$p \left[|\bar{X} - p| \leq k \cdot \frac{1}{n} p(1-p) \right] \geq 1 - \frac{1}{k^2}$$

$$\text{其中 } |\bar{X} - p| \leq k \cdot \frac{1}{n} p(1-p)$$

$$\Rightarrow p - \frac{k}{n} p(1-p) \leq \bar{X} \leq p + \frac{k}{n} p(1-p)$$

$$\Rightarrow \begin{cases} p - \frac{k}{n}p(1-p) = 0.49 & (n = 10000) \\ p + \frac{k}{n}p(1-p) = 0.51 \end{cases}$$

$$\Rightarrow \begin{cases} p = 0.5 \\ k = 400 \end{cases}$$

$$\therefore p(0.49 \leq \bar{X} \leq 0.51) \geq 1 - \frac{1}{25} = \frac{624}{625} = \frac{159,999}{160,000}$$

$$\text{亦即 } p(0.49 \leq \hat{p} \leq 0.51) \geq \frac{624}{625} = \frac{159,999}{160,000}$$

三、考慮簡單線性迴歸模型 $y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i, i = 1, \dots, n_0$

(一) 已知 $\hat{\alpha} = 2$ ，且 $(\bar{x}, \bar{y}) = (2, 10)$ 。請求出預測方程式，並請解釋 β 的意義。(十四分)

(二) 假定 $n = 5$ ，且殘差 $\varepsilon_1 = 5, \varepsilon_2 = -2, \varepsilon_3 = 0, \varepsilon_4 = -1$ ，試求 $\varepsilon_5 = ?$ (六分)

答：

$$(一) 1. \hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{\beta} \bar{x}$$

$$\Rightarrow 2 = 10 - \hat{\beta} \cdot 2 \Rightarrow \beta = 4$$

$$\therefore \text{預測方程式為 } y = 2 + 4x$$

2. $\hat{\beta}$ 代表 x 每增加一單位， y 隨之變化的變化量

$$(二) \because \sum \varepsilon_i = 0$$

$$\therefore 5 + 2 + 0 - 1 + \varepsilon_5 = 0$$

$$\Rightarrow \varepsilon_5 = -6$$

四、某路公車班車之間的時間間隔具有指數分布 (Exponential Distribution)，其望值 10 分鐘。假設你到站時，前班車於 5 分鐘前離去，試求你等車時間的期望值 (expectation)。(二十分)

答：

令 X 代表等車時間

$$\text{依題意, } X \rightarrow \sum_{XP} (\lambda = \frac{1}{10}); \text{ 且 } E(X) = 10$$

$$\text{則 } \int (X - X_{25}) = \frac{f(x)}{P\{X_{25}\}}$$

$$= \frac{1}{10} e^{-\frac{x}{10}}$$

$$= \frac{1}{10} e^{-\frac{(x-5)}{10}}; x > 5$$

$$\therefore E(X - X_{25}) = \int_5^{\infty} X \cdot \frac{1}{10} e^{-\frac{(x-5)}{10}} dx$$

$$= 15$$

五、設一因子設計的統計模型： $Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \delta_{ij}, \delta_{ij} \sim N(0, \sigma^2), i = 1, 2, \dots; \alpha, j = 1, 2, \dots; n$ 獨立，及 $\sum_{i=1}^n n_i \alpha_i = 0$ 。由此一因子實驗所收集到的資料中 $n_1 = 3, n_2 = 4, n_3 = 3, \alpha = 3$ 及

樣本1	樣本2	樣本3
15.4	11.2	14.9
15.2	11.4	10.8
18.6	15.8	12.7
	10.4	
$\bar{y}_1 = 16.4$	$\bar{y}_2 = 12.2$	$\bar{y}_3 = 12.8$
$s_1^2 = 3.64$	$s_2^2 = 3.96$	$s_3^2 = 4.21$

(一)求 α_i 的最小平方估計量。(七分)

(二)試在顯著水準 $\alpha = 0.05$ 下，檢定 $H_0: \alpha_1 - \alpha_2 - \alpha_3 = 0$ 。(七分)

(三)求 $\alpha_1 - \alpha_2$ 的95%信賴區間。(六分)

(已知： $F_{0.05}(3, 7) = 4.35, F_{0.05}(2, 7) = 4.7374, t_{0.025}(3) = 3.182, t_{0.025}(2) = 4.303, t_{0.025}(7) = 2.365$)

答：

(一)1. 令 $E = \sum_i \sum_j (Y_{ij} - \mu - \alpha_i)^2$

$$\Rightarrow \begin{cases} 0 = \frac{\partial E}{\partial \alpha_i} = -2 \sum_j (Y_{ij} - \mu - \alpha_i) & \dots\dots\dots(a) \\ 0 = \frac{\partial E}{\partial \mu} = -2 \sum_j (Y_{ij} - \mu - \alpha_i) \end{cases}$$

2.(1) $\because \sum_i n_i \alpha_i = 0$

$$\begin{aligned} \therefore 0 &= \sum_i \sum_j (Y_{ij} - \mu - \alpha_i) = \sum_i \left[\sum_j Y_{ij} - \sum_j \mu - \sum_j \alpha_i \right] \\ &= \sum_i \left[\sum_j Y_{ij} - n_i \mu - n_i \alpha_i \right] \\ &= \sum_i \sum_j Y_{ij} - \mu \sum_i n_i - \sum_i n_i \alpha_i \\ &= \sum_i \sum_j Y_{ij} - \mu \sum_i n_i \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \hat{\mu} = \frac{\sum_i \sum_j Y_{ij}}{\sum_i n_i} = \bar{Y}_{..}$$

(2)將 $\hat{\mu}$ 代入(a)

$$\begin{aligned} 0 &= \sum_j (Y_{ij} - \bar{Y}_{..} - \alpha_i) = \sum_i \sum_j Y_{ij} - \sum_i \sum_j \bar{Y}_{..} - \sum_i \sum_j \alpha_i \\ &= \left[\sum_j Y_{i.} - n_i \bar{Y}_{..} - n_i \alpha_i \right] \\ &= \left[n_i \bar{Y}_{i.} - n_i \bar{Y}_{..} - n_i \alpha_i \right] \\ &= n_i (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..} - \alpha_i) \\ \Rightarrow \hat{\alpha}_i &= \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..} \end{aligned}$$

(二)1. $\begin{cases} H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0 \\ H_1: \alpha_i \text{ 不為全 } 0 \end{cases}$

2. $\alpha = 0.05$

3. $C = \{F \mid F > F_{0.05}(2, 7) = 4.7374\}$

4.(1) $SSE = 3(3.64) + 4(3.96) + 3(4.21) = 39.39$

(2) $SSTR = 3(16.4 - 13.64)^2 + 4(12.2 - 13.64)^2 + 3(12.8 - 13.64)^2 = 33.264$

(3) $F = \frac{MSTR}{MSE} = \frac{\frac{33.264}{2}}{\frac{39.39}{7}} = 2.9557 \notin C$

5.在 $\alpha = 0.05$ 下，我們無法拒絕 H_0

(三)1. $\begin{cases} \hat{\alpha}_1 = \bar{y}_{1.} - \bar{y}_{..} \\ \hat{\alpha}_2 = \bar{y}_{2.} - \bar{y}_{..} \end{cases} \Rightarrow \hat{\alpha}_1 - \alpha_2 = \bar{y}_{1.} - \bar{y}_{2.} \sim N\left(\alpha_1 - \alpha_2, \sigma^2 \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)\right)$

$$2. \begin{cases} \frac{(n_1-1)s_1^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_1-1) \\ \frac{(n_2-1)s_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_2-1) \Rightarrow \frac{(n_1-1)s_1^2}{\sigma^2} + \frac{(n_2-1)s_2^2}{\sigma^2} + \frac{(n_3-1)s_3^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_1+n_2+n_3-3) \\ \frac{(n_3-1)s_3^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_3-1) \end{cases}$$

$$3. \text{令 } t = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2 - (\alpha_1 - \alpha_2)}{\sqrt{\sigma^2 \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}} \\ = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2 - (\alpha_1 - \alpha_2)}{\sqrt{\frac{(n_1-1)s_1^2}{\sigma^2} + \frac{(n_2-1)s_2^2}{\sigma^2} + \frac{(n_3-1)s_3^2}{\sigma^2}} \cdot \frac{1}{n_1+n_2-3}} \\ = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2 - (\alpha_1 - \alpha_2)}{\sqrt{\frac{(n_1-1)s_1^2 + (n_2-1)s_2^2 + (n_3-1)s_3^2}{n_1+n_2+n_3-3} \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}} \sim t(n_1+n_2+n_3-3)$$

4. $\alpha_1 - \alpha_2$ 的 95% C.I 為

$$(\bar{y}_1 - \bar{y}_2) \pm t_{0.025}(7) \sqrt{\frac{(n_1-1)s_1^2 + (n_2-1)s_2^2 + (n_3-1)s_3^2}{n_1+n_2+n_3-3} \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)} \\ \Rightarrow (16.4 - 12.2) \pm 2.365 \sqrt{\frac{(3-1)(3.64) + (4-1)(3.96) + (3-1)(4.21)}{3+4+3-3} \left(\frac{1}{3} + \frac{1}{4} \right)} \\ \Rightarrow (0.6146, 7.7854)$$