



《統計學》

試題評析

今年的試題命題範疇平均，難易也適中，沒有特別艱難的題目。

但由於今年統計學禁止使用計算機，嚴重考驗考生的計算能力（尤其是長位數及開平方根的計算）；再加上有關變異數分析的試題，同學也可能因不熟而錯漏一些分數。

整體來說，諸如獨立性、不偏性、配對樣本t檢定、迴歸分析等部分考題皆為基本題型，考生只要計算小心，拿70分以上不成問題，程度好的考生，拿滿分也不意外。

一、假設 X_1, X_2, X_3 為一組取自二項分布 $B(3, \frac{1}{3})$ 的隨機樣本（即獨立同分布）。計算 $E(2X_1 | X_3)$ ， $E(X_1^2 + X_2 X_3)$ 。（二十分）

答：

$$\because X_i \stackrel{\text{iid}}{\sim} B(3, \frac{1}{3}), E(X_i) = 3 \cdot \frac{1}{3} = 1, \text{Var}(X_i) = 3 \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{2}{3} = \frac{2}{3}$$

$$\therefore E(2X_1 | X_3) = 2E(X_1 | X_3) = 2E(X_1) = 2 \cdot 1 = 2 \quad (X_1, X_3 \text{獨立})$$

$$\begin{aligned} E(X_1^2 + X_2 X_3) &= E(X_1^2) + E(X_2) + E(X_3) = \text{Var}(X_1) + [E(X_1)]^2 + E(X_2)E(X_3) \\ &= \frac{2}{3} + 1^2 + 1 \cdot 1 = \frac{8}{3} \end{aligned}$$

二、設 $X_1, X_2, \dots, X_n, n > 1$ ，為來自普阿松母體Poisson(λ)的隨機樣本。

(一)試舉出兩個 λ 的不偏估計量。（十分）

(二)若不偏估計量之形式為 $\sum_{i=1}^n a_i X_i$ ，試找出 $a_i, i=1, \dots, n$ ，使此估計量之變異數為最小。（十分）

答：

$$(一) \because X_i \stackrel{\text{iid}}{\sim} \text{Poisson}(\lambda) \quad i=1, \dots, n, E(X_i) = \lambda, \text{Var}(X_i) = \lambda$$

$$\therefore E(\bar{X}) = E\left(\frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \lambda = \frac{1}{n} \cdot n\lambda = \lambda$$

$$E(S^2) = E\left[\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n-1}\right] = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n E(X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i - \bar{X})$$

$$= \frac{1}{n-1} \left\{ \sum_{i=1}^n \text{Var}\left[\left(1 - \frac{1}{n}\right)X_i - \frac{1}{n} \sum_{j \neq i} X_j\right] \right\}$$

$$= \frac{1}{n-1} \left\{ \sum_{i=1}^n \left[\left(1 - \frac{1}{n}\right)^2 \text{Var}(X_i) + \frac{1}{n^2} \sum_{j \neq i} \text{Var}(X_j) \right] \right\}$$

$$= \frac{1}{n-1} \left\{ \sum_{i=1}^n \left[\left(1 - \frac{1}{n}\right)^2 \lambda + \frac{(n-1)}{n^2} \lambda \right] \right\}$$

$$= \frac{1}{n-1} \cdot n \cdot \left\{ \frac{(n-1)^2 + (n-1)}{n^2} \right\} \lambda$$

$$= \frac{1}{n-1} \cdot n \cdot \frac{n(n-1)}{n^2} \lambda$$

$$= \lambda$$

故 \bar{X}, S^2 均為 λ 之不偏估計量

$$(二) \text{令 } Y = \sum_{i=1}^n a_i X_i$$

$$1. E(Y) = E\left(\sum_{i=1}^n a_i X_i\right) = \sum_{i=1}^n a_i E(X_i) = \sum_{i=1}^n a_i \lambda = \lambda$$

$$\Rightarrow \sum_{i=1}^n a_i = 1$$

$$2. \text{Var}(Y) = \text{Var}\left(\sum a_i x_i\right) = \sum a_i^2 \text{Var}(X_i) = \sum a_i^2 \lambda$$

由柯西不等式知

$$\left(\sum a_i^2\right)\left(\sum 1^2\right) \geq \left(\sum a_i\right)^2$$

$$\Rightarrow \left(\sum a_i^2\right) \cdot n \geq 1^2 = 1$$

$$\Rightarrow \text{Var}(Y) \geq \frac{\lambda}{n}$$

等號於 $\frac{1}{a_1} = \frac{1}{a_2} = \frac{1}{a_3} = \dots = \frac{1}{a_n}$ 時成立，亦即是

$$a_1 = a_2 = \dots = a_n = \frac{1}{n} \quad (\because \sum a_i = 1) \text{ 時，此估計量變異數為最小}$$

三、某瘦身中心30位會員瘦身前X及瘦身後Y體重之樣本統計資料如下：

瘦身前樣本平均體重為55.00；瘦身後樣本平均體重為53.46

瘦身前及瘦身後體重之樣本共變異數矩陣為

	X	Y
X	7.01227	4.50309
Y	4.50309	12.41188

(一)令D=X-Y，請算出D之樣本變異數。(十分)

(二)請寫出檢定假設，以檢定瘦身中心瘦身是否有效？(二分)

(三)請檢定瘦身中心瘦身是否有效？(顯著水準5%) (八分)

($t_{28,0.05}=1.701$, $t_{29,0.05}=1.699$, $t_{30,0.05}=1.697$)

答：

$$(一) \text{Var}(D) = \text{Var}(X-Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) - 2\text{Cov}(X, Y) = 7.01227 + 12.41188 - 2(4.50309) = 10.41797$$

$$(二) 1. H_0: \mu_X - \mu_Y \leq 0$$

$$2. H_1: \mu_X - \mu_Y > 0$$

其中 μ_X , μ_Y 各為瘦身前及瘦身後母體體重平均數

$$(三) 1. \alpha = 0.05$$

$$2. C = \{t \mid t > t_{29,0.05} = 1.699\}$$

$$3. t = \frac{D}{\sqrt{\frac{1}{n} \text{Var}(D)}} = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\frac{1}{n} \text{Var}(D)}} = \frac{55 - 53.46}{\sqrt{\frac{1}{30} (10.41797)}} = 2.61 \in C$$

4. 在顯著水準 $\alpha = 0.05$ 下，我們拒絕虛無假設 H_0 ，亦即瘦身中心瘦身顯著有效。

四、考慮簡單線性迴歸模型： $y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i$, $i = 1, \dots, n$ ，其中 $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ 且相互獨立。假定就一組 $n=7$ 的樣本，已知

$$\bar{x} = 4, \bar{y} = 9, \sum x_i^2 = 140, \sum y_i^2 = 667, \sum x_i y_i = 304$$

(一)試求y對x的預測迴歸式。 $\hat{y} = a + bx$ (六分)

(二)試求x,y的樣本相關係數r及判定係數 (coefficient of determination) R^2 ，並說明二者的關係。(八分)

(三)請檢定x,y間的相關係數是否等於0？(令 $\alpha = 0.05$) (六分)

($t_{6,0.05}=1.943$, $t_{5,0.05}=2.015$, $t_{6,0.025}=2.447$, $t_{5,0.025}=2.571$)

答：

$$(一) 1. SS_x = \sum (x_i - \bar{x})^2 = \sum x_i^2 - n(\bar{x})^2 = 140 - 7(4)^2 = 28$$

$$2. SS_{xy} = \sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) = \sum x_i y_i - n(\bar{x})(\bar{y}) = 304 - 7(4)(9) = 52$$

$$3. b = \frac{SS_{xy}}{SS_x} = \frac{52}{28} = 1.857$$

$$4. a = \bar{y} - b\bar{x} = 9 - 1.857 \cdot 4 = 1.572$$

$$\therefore \hat{y} = 1.572 + 1.857x$$

$$(二) 1. SS_y = \sum (y_i - \bar{y})^2 = \sum y_i^2 - n(\bar{y})^2 = 667 - 7(9)^2 = 100$$

$$r = \frac{SS_{xy}}{\sqrt{SS_x} \sqrt{SS_y}} = \frac{52}{\sqrt{28} \sqrt{100}} = 0.98$$

$$2. R^2 = r^2 = (0.98)^2 = 0.9604$$

$$(三) 1. H_0 : \rho_{xy} = 0$$

$$2. H_1 : \rho_{xy} \neq 0$$

$$3. \alpha = 0.05$$

$$4. C = \{t \mid |t| > t_{5, 0.025} = 2.571\}$$

$$5. t = \frac{r}{\sqrt{1-r^2/(n-2)}} = \frac{0.98}{\sqrt{1-0.9604/(7-2)}} = |1.0| \in C$$

6. 在顯著水準 $\alpha = 0.05$ 下，我們拒絕 H_0 ，亦即 x, y 間的相關係數顯著不為 0。

五、隨機區集設計的統計模型為： $Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}$ ， $i = 1, 2, \dots, a$ ， $j = 1, 2, \dots, k$ ， $\sum_{i=1}^a \alpha_i = 0 = \sum_{j=1}^k \beta_j$ ， $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$ ， ε_{ij} ， $i = 1, 2, \dots, a$ ， $j = 1, 2, \dots, k$ 獨立。設 α_i 為 A 因子之第 i 個水準的效果， β_j 為第 j 個區集的效果，SST 表總平方和，SSA 表 A 因子的平方和，SSB 為區集平方和。

(一) 寫下 SSA 及 SSB 的公式，並求 $E(SSA)$ 及 $E(SSB)$ 。(十分)

(二) 若 Y_{ij} 的觀測值為 y_{ij} ，及定義 $h = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^k (y_{ij} - \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{.j} + \bar{y}_{..})^2$ ，其中 $\bar{y}_{i.} = \frac{\sum_{j=1}^k y_{ij}}{k}$ ， $\bar{y}_{.j} = \frac{\sum_{i=1}^a y_{ij}}{a}$ 及 $\bar{y}_{..} = \frac{\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^k y_{ij}}{ak}$ 。若已知

$$\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^k y_{ij}^2 = 43862, \quad \sum_{i=1}^a \bar{y}_{i.}^2 = 10814, \quad \sum_{j=1}^k \bar{y}_{.j}^2 = 14566, \quad \bar{y}_{..}^2 = 3600 \text{ 及 } a=3, k=4, \text{ 試求 } h \text{ 及 } SSA \text{ 的值。 (十分)}$$

答：

$$(一) 1. SSA = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^k (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..})^2 = k \sum_{i=1}^a (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..})^2$$

$$SSB = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^k (\bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..})^2 = a \sum_{j=1}^k (\bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..})^2$$

$$2. (1) y_{ij} \stackrel{iid}{\sim} N(\mu + \alpha_i + \beta_j, \sigma^2), \forall i, j$$

$$\Rightarrow \begin{cases} \bar{y}_{i.} \stackrel{iid}{\sim} N(\mu + \alpha_i + \beta_j, \frac{\sigma^2}{k}), \forall i \\ \bar{y}_{.j} \stackrel{iid}{\sim} N(\mu + \alpha_i + \beta_j, \frac{\sigma^2}{a}), \forall j \end{cases}$$

$$(2) \text{ 令 } S_A^2 = \frac{\sum_{i=1}^a (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..})^2}{a-1}, \text{ 則 } E(S_A^2) = \frac{\sigma^2}{k}$$

$$S_B^2 = \frac{\sum_{j=1}^k (\bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..})^2}{k-1}, \text{ 則 } E(S_B^2) = \frac{\sigma^2}{a}$$

$$\text{其中 } \bar{y}_{..} = \frac{1}{a} \sum_{i=1}^a \bar{y}_{i.} = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k \bar{y}_{.j}$$

$$(3) E(SSA) = kE\left[\sum_{i=1}^a (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..})^2\right] = kE[(a-1)S_A^2] = k(a-1) \cdot \frac{\sigma^2}{k} = (a-1)\sigma^2$$

$$E(SSB) = aE\left[\sum_{j=1}^k (\bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..})^2\right] = aE[(k-1)S_B^2] = a(k-1) \cdot \frac{\sigma^2}{a} = (k-1)\sigma^2$$

$$(二) 1. SSA = k \sum_{i=1}^a (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..})^2 = k[\sum_{i=1}^a \bar{y}_{i.}^2 - a\bar{y}_{..}^2] = 4[10814 - 3 \cdot 3600] = 56$$

$$2. SSB = a \sum_{j=1}^k (\bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..})^2 = a[\sum_{j=1}^k \bar{y}_{.j}^2 - k\bar{y}_{..}^2] = 3[14566 - 4 \cdot 3600] = 498$$

$$3. SST = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^k (y_{ij} - \bar{y}_{..})^2 = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^k y_{ij}^2 - a \cdot k \bar{y}_{..}^2 = 43862 - 3 \cdot 4 \cdot 3600 = 662$$

$$4. h = SST - SSA - SSB = 662 - 56 - 498 = 108$$