

《統計學》

試題評析

綜觀今年高考試題，較往年不同的是數理統計方面的試題比例增加，點估計、區間估計與假設檢定的題型皆有，且需化至最簡狀態。

且往年較少考之MVUE的問題及UMP檢定的問題皆出現，難度明顯提高。唯一與過去相同的是必有一題實驗設計題型。分數方面，預料好壞差距勢將擴大，程度好的考生應可考到80分以上，中上程度者應有40~60分的實力。

一、令 X_1, X_2, \dots, X_n 為一組來自Uniform[0,3]母體之隨機樣本。

(一)試問Method of Moments，求出 θ 之估計量 $\hat{\theta}_1$ 。(4分)

(二)試問Method of Maximum Likelihood，求出 θ 之估計量 $\hat{\theta}_2$ 。(4分)

(三)試問 $\hat{\theta}_1$ 及 $\hat{\theta}_2$ 是否各具有不偏性？請說明理由。(12分)

答： $X_1, \dots, X_n \xrightarrow{i.i.d.} U(0,3\theta)$

$$(一) \because m_1 = E(X) = \int_0^{3\theta} x \left(\frac{1}{3\theta} \right) dx = \frac{3}{2} \theta$$

$$\therefore \theta = \frac{2}{3} m_1$$

$$\text{則 } \theta \text{ 的動差估計量 } \hat{\theta}_1 = \frac{2}{3} m_1 = \frac{2}{3} \bar{X}$$

$$(二) L(\theta; x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{3\theta} I_{(0,3\theta)}(x_i)$$

$$= \frac{1}{3^n \theta^n} I_{\left(\frac{y_n}{3}, \infty\right)}(\theta)$$

其中 $y_n = \max(x_i)$

$\therefore L(\theta; x_1, \dots, x_n)$ 在 $\left(\frac{y_n}{3}, \infty\right)$ 下為 θ 的遞減函數

$\therefore \hat{\theta}_2 = \frac{Y_n}{3}$ 為 θ 的最大似估計量。

$$(三) \because E(\hat{\theta}_1) = E\left(\frac{2}{3} \bar{X}\right) = \frac{2}{3} E(\bar{X}) = \frac{2}{3} E(X) = \theta$$

$\therefore \hat{\theta}_1$ 為 θ 的不偏估計量。

又 Y_n 的 p.d.f 為

$$f_n(y) = \frac{n!}{(n-1)!} \left(\frac{y}{3\theta}\right)^{n-1} \left(\frac{1}{3\theta}\right) = n \frac{y^{n-1}}{3^n \theta^n}, 0 < y < 3\theta$$

$$\therefore E(\hat{\theta}_2) = \frac{1}{3} E(Y_n) = \frac{1}{3} \int_0^{3\theta} y \left(n \frac{y^{n-1}}{3^n \theta^n} \right) dy$$

$$= \frac{1}{3} \left(\frac{n}{n+1} \right) (3\theta) = \frac{n}{n+1} \theta$$

二、令一組隨機樣本 X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 來自具有指數分配之母體，其機率密度函數 (p.d.f.) 為 $f(x) = (1/\theta) e^{-x/\theta}, x > 0; \theta > 0$ 。

- (一)試用動差母函數 (moment-generating functions) , 求出 $\frac{2\left(\sum_{i=1}^5 X_i\right)}{\theta}$ 之機率分配。(12分)
 (二)試用小題(一)之結果, 推導出一個估計 之95%信賴區間。(參考附表)(4分)

答: $X_1, \dots, X_5 \xrightarrow{i.i.d.} f(x) = (1/\theta)e^{-x/\theta}, \theta > 0, x > 0$

$$\begin{aligned} \text{(一)} \quad M_{\frac{2\left(\sum_{i=1}^5 X_i\right)}{\theta}}(t) &= E\left[e^{t \frac{2\left(\sum_{i=1}^5 X_i\right)}{\theta}}\right] = \prod_{i=1}^5 E\left[e^{\left(\frac{2}{\theta} X_i\right)t}\right] \\ &= \prod_{i=1}^5 M_{X_i}\left(\frac{2}{\theta}t\right) = \left(\frac{1}{\frac{1}{\theta} - \frac{2}{\theta}t}\right)^5 = \left(\frac{1}{1-2t}\right)^5 \end{aligned}$$

∴ 根據動差母函數的唯一性可知, $\frac{2\left(\sum_{i=1}^5 X_i\right)}{\theta} \rightarrow \chi^2(10)$

(二)以 $\frac{2\left(\sum_{i=1}^5 X_i\right)}{\theta}$ 為樞紐量, 則利用樞紐量法

$$\because \chi_{0.025}^2(10) = 20.4831, \chi_{0.975}^2(10) = 3.24697$$

為 θ 的95%的信賴區間。

三、設隨機變數 X 為某部機器在一天中所發生故障之次數, 且 X 具有 Poisson 分配, 其平均值為 λ 。已知這部機器每天之維修費為 $C = 3X^2$ 。令 X_1, X_2, \dots, X_n 為隨機選出之 n 天中, 各天所發生故障之次數。

- (一)試求 $E(C)$ (即 C 之期望值)。(5分)
 (二)試求 $E(C)$ 之 MVUE (Minimum Variance Unbiased Estimator)。(15分)

答: $X_1, \dots, X_n \xrightarrow{i.i.d.} \text{Po}(\lambda)$

$$\begin{aligned} \text{(一)} \quad E(C) &= E(3X^2) = 3E(X^2) = 3\{E(X)^2 + \text{Var}(X)\} \\ &= 3(\lambda^2 + \lambda). \end{aligned}$$

$$\text{(二)} \quad \because f(x; \lambda) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!} = \left(e^{-\lambda} \frac{1}{x!}\right) \exp\{(\ln \lambda)x\}$$

$$\text{則可令 } c(\mathbf{I}) = e^{-1}, h(x) = \frac{1}{x!}, w(\mathbf{I}) = \ln \mathbf{I}, t(x) = x$$

$$\because W(\lambda) = \{\ln \lambda | \lambda > 0\} = \mathbb{R} \text{ 至少包含1個1維度的矩形}$$

∴ $\sum_{i=1}^n X_i$ 是 \mathbf{I} 的完備充份統計量。

$$\begin{aligned} \text{又 } E\left(3\left(\bar{X}^2 + \bar{X}\right)\right) &= 3\left\{E(\bar{X})^2 + E(\bar{X})\right\} \\ &= 3\left(\mathbf{I}^2 + \frac{\mathbf{I}}{n} + \mathbf{I}\right) \end{aligned}$$

$$\therefore E\left\{3\left(\bar{X}^2 + \left(1 - \frac{1}{n}\right)\bar{X}\right)\right\} = 3(\lambda^2 + \lambda)$$

∴ $3\left(\bar{X}^2 + \left(1 - \frac{1}{n}\right)\bar{X}\right)$ 是完備充份統計量的函數, 且其為 $3(\lambda^2 + \lambda)$

的不偏估計。

則根據 Rao-Blackwell-Lehmann-Scheffe 定理

$$3\left(\bar{X}^2 + \left(1 - \frac{1}{n}\right)\bar{X}\right) \text{ 是 } 3(\lambda^2 + \lambda) \text{ 的 MVUE}$$

四、令 X_1, X_2, \dots, X_{10} 為一組來自常態母體, 其平均數為 μ (已知), 變異數為 σ^2 (未知) 之隨機樣本。

(一)在 $\alpha = 0.05$ 時，試求 $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$ 對 $H_1: \sigma^2 = \sigma_1^2$ (其中 $\sigma_1^2 > \sigma_0^2$) 之MPT (Most Powerful Test) 拒絕域。(參考附表)
(15分)

(二)試問在小題(一)中之MPT (Most Powerful Test)，是否對於 $H_1: \sigma^2 = \sigma_0^2$ 為UMPT (Uniformly Most Powerful Test)？請說明理由。(5分)

答： $X_1, \dots, X_{10} \xrightarrow{i.i.d.} N(\mu, \sigma^2)$, μ 已知, \mathbf{s}^2 未知

(一) $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2, H_1: \sigma^2 = \sigma_1^2$ ($\sigma_1^2 > \sigma_0^2$)

$$\begin{aligned} f(x_1, \dots, x_{10}; \mu, \sigma^2) &= \prod_{i=1}^{10} f(x_i; \mu, \sigma^2) \\ &= \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^5} \exp\left\{-\frac{\sum_{i=1}^{10} (x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}\right\} \\ &\therefore \frac{f(x_1, \dots, x_{10}; \mathbf{s}_1^2)}{f(x_1, \dots, x_{10}; \mathbf{s}_0^2)} \\ &= \left(\frac{\mathbf{s}_0^2}{\mathbf{s}_1^2}\right)^5 \exp\left\{-\left(\frac{1}{2\mathbf{s}_1^2} - \frac{1}{2\mathbf{s}_0^2}\right) \sum_{i=1}^{10} (x_i - \mathbf{m})^2\right\} > k \end{aligned}$$

$$\Leftrightarrow \sum_{i=1}^{10} (x_i - \mathbf{m})^2 > c$$

則根據Neyman-Pearson引理可知,

對於檢定問題 $H_0: \mathbf{s}^2 = \mathbf{s}_0^2, H_1: \mathbf{s}^2 = \mathbf{s}_1^2$ ($\mathbf{s}_1^2 > \mathbf{s}_0^2$)

其MP-test為 $C = \left\{ \sum_{i=1}^{10} (x_i - \mathbf{m})^2 > c \right\}$

其中常數 c 由 $\alpha = 0.05 = P\left\{ \sum_{i=1}^{10} (x_i - \mathbf{m})^2 > c \mid \mathbf{s}^2 = \mathbf{s}_0^2 \right\}$

$$\text{又 } \frac{\sum_{i=1}^{10} (x_i - \mu)^2}{\sigma_0^2} \xrightarrow{H_0} \chi^2(10)$$

則可知, $c = \sigma_0^2 \chi_{0.05}^2(10) = \sigma_0^2(18.3070)$

即 $C = \left\{ \sum_{i=1}^{10} (x_i - \mathbf{m})^2 > \mathbf{s}_0^2(18.3070) \right\}$ 為 $\alpha = 0.05$ 下的MP-test.

(二) \therefore 當 $\sigma_1^2 > \sigma_0^2$, 則MP-test型態皆為 $C = \left\{ \sum_{i=1}^{10} (x_i - \mu)^2 > c \right\}$

且常數 c 的選取僅與 \mathbf{s}_0^2 有關.

即對與所有 $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2, H_1: \sigma^2 = \sigma_1^2$ ($\sigma_1^2 > \sigma_0^2$)

$C = \left\{ \sum_{i=1}^{10} (x_i - \mu)^2 > \sigma_0^2(18.3070) \right\}$ 皆為 $\alpha = 0.05$ 下的MP-test.

$\therefore C = \left\{ \sum_{i=1}^{10} (x_i - \mu)^2 > \sigma_0^2(18.3070) \right\}$ 為 $\alpha = 0.05$ 下,

對於檢定問題 $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2, H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$ 的UMP-test.

五、某位統計學教授想要研究學生熟悉統計軟體所需要之時間，是否會受到統計軟體種類與學生性別之影響？下列為二因子完全隨機設計且重複實驗兩次所得之資料（小時）：

軟體	性別	
	男性	女性
1	28,20	26,34
2	26,28	32,22
3	18,24	23,31

試以顯著水準 $\alpha = 0.05$ 檢定各小題：(參考附表)

(一)軟體種類與學生性別是否對熟悉軟體所需要之時間有交互作用？(12分)

(二)軟體種類對熟悉軟體所需要之時間是否有影響？(6分)

(三)學生性別對熟悉軟體所需要之時間是否有影響？(6分)

答：

軟體	性別	
	男性	女性
1	28,20	26,34
2	26,28	32,22
3	18,24	23,31

$$SST = \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^2 Y_{ijk}^2 - \frac{1}{12} Y_{\dots}^2 = 262$$

$$SSR = \sum_{i=1}^3 \frac{Y_{i\cdot\cdot}^2}{4} - \frac{1}{12} Y_{\dots}^2 = 24$$

$$SSC = \sum_{j=1}^2 \frac{Y_{\cdot j\cdot}^2}{6} - \frac{1}{12} Y_{\dots}^2 = 48$$

$$SSCe = \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^2 \frac{Y_{ij\cdot}^2}{2} - \frac{1}{12} Y_{\dots}^2 = 96$$

$$SSI = SSCe - SSR - SSC = 24$$

$$SSE = SST - SSR - SSC - SSI = 166$$

ANOVA Table

Source	S.S	d.f	M.S	F
列處理	24	2	12	0.4337
行處理	48	1	48	1.7350
交互作用	24	2	12	0.4337
誤差	166	6	27.6667	
總和	262	11		

(一) H_0 : 軟體種類與性別間無交互作用

H_1 : 軟體種類與性別間交互作用存在

$$\text{檢定統計量: } F = \frac{MSI}{MSE} \xrightarrow{H_0} F(2,6)$$

檢定規則: Reject H_0 if $F > F_{0.05}(2,6)$

$\because F = 0.4337 < F_{0.05}(2,6), \therefore$ Do not reject H_0 at $\alpha = 0.05$.

表示無足夠證據顯示軟體種類與性別間交互作用存在。

(二) H_0 : 軟體種類與熟悉時間無影響。

H_1 : 軟體種類與熟悉時間有影響。

$$\text{檢定統計量: } F = \frac{MSR}{MSE} \xrightarrow{H_0} F(2,6)$$

檢定規則: Reject H_0 if $F > F_{0.05}(2,6)$

$\because F = 0.4337 < F_{0.05}(2,6), \therefore$ Do not reject H_0 at $\alpha = 0.05$.

表示無足夠證據顯示軟體種類與熟悉時間有影響。

(三) H_0 : 學生性別與熟悉時間無影響。

H_1 : 學生性別與熟悉時間有影響。

$$\text{檢定統計量: } F = \frac{MSC}{MSE} \xrightarrow{H_0} F(1,6)$$

檢定規則: Reject H_0 if $F > F_{0.05}(1,6)$

$\because F = 1.7350 < F_{0.05}(1,6), \therefore$ Do not reject H_0 at $\alpha = 0.05$.

表示無足夠證據顯示學生性別與熟悉時間有影響。