

八十九學年度統計所碩士班研究生招生考試

科目 統計學 科號 0303 共 4 頁第 1 頁 * 請在試卷【答案卷】內作答

說明：所有考題均係填充題，只須將答案清楚列出（不要列計算過程），每一題考題空格中列有題號及配分，例如 (2a, 2 分) 表示題號第 2a 題，配分 2%。

在答案卷中必須清楚標明題號，無清楚題號者，一律不計分。

1. 設 X_1, \dots, X_n 為一組從 Poisson (λ), $\lambda > 0$ 取出之隨機樣本，則參數 $\theta = \ln \sqrt{\lambda^3}$ 之最大概似估計量 (maximum likelihood estimator) 為 (1a, 2 分)，又 $(n-10^9)(\bar{X} - \lambda)/e^{100}\sqrt{(n+e^{100})^2\bar{X}}$ 之極限分布 (limiting distribution) 為 (1b, 3 分)。
2. 假設 X_1, \dots, X_n 是一組從累積分佈函數 $F(x), -\infty < x < \infty$ 所取出的隨機樣本，定義 $Y = \text{number of } X_1, \dots, X_n \leq C$ ，其中 C 為一常數，則 $E(\frac{Y}{n}) = \u0003(2a, 2 分)$ ， $Var(\frac{Y}{n}) = \u0003(2b, 3 分)$ 。
3. 若 $Y_1 < Y_2 < Y_3$ 為 X_1, X_2, X_3 之有序統計量 (order statistics)，其中 X_1, X_2, X_3 為從機率密度函數 (probability density function) $f(x) = 2x, 0 < x < 1$ 所取出之一組隨機樣本。若 $Z_1 = \frac{Y_1}{Y_2}, Z_2 = \frac{Y_2}{Y_3}, Z_3 = Y_3$ ，則 $E(Z_1 Z_2 Z_3) = \u0003(3, 5 分)$ 。
4. 若 f_0 代表 均勻 (uniform) $U[0,1]$ 之機率密度函數 (probability density function) 而 $f_1 = 4x$ 當 $0 \leq x \leq \frac{1}{2}$ ， $f_1 = 4-4x$ 當 $\frac{1}{2} \leq x \leq 1$ 。現隨機變數 X 之機率密度函數可能為 f_0 或 f_1 ，若依據此“單一”隨機變數來檢定 $H_0: f = f_0$ 對 $H_1: f = f_1$ ，則最佳棄卻域 (best critical region) 為 (4, 5 分)。設此檢定之顯著水準為 α 。

八十九學年度統計所碩士班研究生招生考試

科目 統計學 科號 0303 共 4 頁第 2 頁 * 請在試卷【答案卷】內作答

5. 假設 X_1, \dots, X_n 為一組從常態 $N(\mu, \sigma^2)$ 所取出的隨機樣本，其中 μ 為已知，而 σ^2 為未知，則 σ 之最小充分統計量(minimum sufficient statistic)為 (5a, 2 分)，又 σ 之 Rao-Cramer 下界(lower bound)為 (5b, 3 分)。
6. 假設 X_1, \dots, X_n 為一組從 Bernoulli (θ) 所取出之隨機樣本，其中 θ 之先驗分布(prior distribution)為 $U[0,1]$ 。若損失函數(loss function)為 $L(\hat{\theta}, \theta) = \theta(\hat{\theta} - \theta)$ ，則 θ 之貝氏估計量(Bayes estimator)為 (6, 5 分)。
7. 若 X_1, \dots, X_n 為一組從 Gamma (α, β) 所取出之隨機樣本，其中 $\alpha = 3, \beta > 0$ ，則 β 的一個等尾(equal-tail) $100(1 - \alpha)\%$ 信賴區間為 (7, 5 分)。（提示：先求出 $\sum_{i=1}^n X_i / \beta$ 之分布）
8. 設 X_1, \dots, X_n 為一組從機率密度函數(probability density function) $f(x; \theta) = \theta^p x^{p-1} e^{-\theta x} / \Gamma(p)$ 所取出之隨機樣本，其中 p 為一已知正整數， θ 為未知參數，則檢定 $H_0: \theta = \theta_0$ 對 $H_1: \theta > \theta_0, \theta_0$ 為一常數之檢定力函數(power function)為 (8, 5 分)；設此檢定之顯著水準為 α 。
9. 重複執行 Bernoulli 試驗一直到 k (已知) 次成功發生，其中每次試驗之成功機率為 θ ， $0 < \theta < 1$ 且 θ 為未知參數。若隨機變數 Y 表示總共需要的試驗次數，則 θ 之最小變異不偏估計量(minimum variance unbiased estimator)為 (9, 5 分)。（提示：計算 $E \frac{k-1}{Y-1}$ ）

10. 令隨機向量 $(X, Y)'$ 為具有二維常態(bivariate normal) $BN\left(\begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho\sigma_1\sigma_2 \\ \rho\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix}\right)$ 分布之隨機向量，其中 $-\infty < \mu_1, \mu_2 < \infty$ ， $0 < \sigma_1^2$ ， $\sigma_2^2 < \infty$ ， $0 < \rho < 1$ ，則隨機變數 $X + Y$ 和 $X - Y$ 為相互獨立之充分必要條件為 (10, 5 分)。
11. 在民意測驗報告中針對候選人支持率之調查，經常有下列語句 “在信心水準為 95% 之下，抽樣誤差為 3%”，此信心水準 95% 的意義為何？（簡潔說明）(11a, 5 分)。假設某地區某候選人真正支持率為 p ，今隨機歸還抽樣了 n 個人，其中有 x 人支持，則樣本支持率 x/n 之理論標準差 在二項分布成立時以 n 和 p 之函數表示為 (11b, 3 分)。當 $n = 1600$, $x = 160$ 時，樣本支持率的標準差估計值為多少？(11c, 2 分，以百分數表之至小數二位)。若在作歸還抽樣前不知其支持率大約為何，但又希望最大抽樣誤差不超過 2%，則至少須要抽多少人？(11d, 5 分)。
12. 某地區過去一直男女人數差不多，但最近假設我們認為男性可能已比女性人數為多，想以數據加以檢定，設 P 為當地男性之比率，則檢定之虛無假設(null hypothesis)為 H_0 : (12a, 3 分)，對立假設(alternative hypothesis)為 H_1 : (12b, 3 分)。現任抽了 5 人，其中 3 人為男性，則檢定之 P -值(P -value)為 (12c, 3 分)。若顯著水準設定為 5%，則以上檢定之結論為 (12d, 3 分)。若任抽 10 人，則必須至少 (12e, 3 分) 人為男性，才有充分之證據說明男多於女？
(可參考下值: $1/1024 = 0.00098$, $45/1024 = 0.0439$, $120/1024 = 0.1172$)

13. 在醫學的報導中，經常有類似下列的語句「根據研究的結果顯示 O 型者比非 O 型者易致胃潰瘍，其對比 (odds ratio, 又稱勝算比) 估計值為 2.5」。假設此組資料為 n_1 個 O 型中有 x_1 個有胃潰瘍， n_2 個非 O 型中有 x_2 個胃潰瘍，則對比估計值以 n_1, n_2, x_1, x_2 之函數表示為 (13a, 3 分)。現某人在另一地重複此類實驗，抽了 m_1 個 O 型且此 m_1 個人中有 k_1 個有胃潰瘍，並抽了 m_2 個非 O 型，此 m_2 個人中有 k_2 個有胃潰瘍，設對比之估計值為 $\hat{\alpha}$ ，則對比估計值之對數值，即 $\ln(\hat{\alpha})$ ，超過何值 (以 m_1, m_2, k_1, k_2 之函數表示) (13b, 5 分)，可下結論在另一地之 O 型者比非 O 型者易致胃潰瘍。（假設顯著水準為 5%，答案中可用適當分布之百分位點）。你需要的假設是 (13c, 5 分)。

14. 在上題某人重複之實驗中，設 m_1 個人血壓資料為 $(X_1, X_2, \dots, X_{m_1})$ ，其平均血壓為 \bar{X} ， m_2 個非 O 型者血壓資料為 $(Y_1, Y_2, \dots, Y_{m_2})$ ，其平均血壓為 \bar{Y} 。若假設二樣本為獨立，二母體血壓分布是常態且有相同之母體變異，則 $\bar{X} - \bar{Y}$ 超過何值 (14, 7 分) 才可下結論 O 型母體平均血壓較非 O 型母體平均血壓為高。（假設顯著水準為 5%，答案中可用適當分布之百分位點）。