

①

نموذج الإجابة للاختبار  
النهائي المقرر ٢٠١٤، ٢٠١٥  
للفصل الدراسي الأول ١٤٢٨ - ١٤٢٩ هـ

السؤال الأول

الاختبار الأول: جانب  $\alpha, \beta$

$$\alpha_1 = P(Z \bar{X} > 2.58 | \theta = 0)$$

$$= P\left(\frac{\bar{X} - \theta}{\sigma/\sqrt{n}} > \frac{(2.58)/2 - 0}{1/\sqrt{4}}\right)$$

$$= P(Z > 2.58) = \underline{0.005}$$

$$\beta_1 = 1 - P\left(Z > \frac{2.58/2 - \theta}{1/2} | \theta = 1\right)$$

$$= 1 - P(Z > 2.58 - 2)$$

$$= 1 - P(Z > 0.58) = P(Z < 0.58)$$

$$= \underline{0.719}$$

\* للاختبار الثاني:

$$\alpha = P\left(\frac{1}{\sqrt{30}} \sum_{i=1}^4 X_i > 2.58 | \theta = 0\right)$$

$$= P\left(\sum_{i=1}^4 X_i > \sqrt{30} (2.58)\right)$$

②

حساب توزيع  $\sum_{i=1}^4 i x_i$

$$x_i \sim N(\theta, 1) \Rightarrow x_1 \sim N(\theta, 1)$$

$$2x_2 \sim N(2\theta, 4)$$

$$3x_3 \sim N(3\theta, 9)$$

$$4x_4 \sim N(4\theta, 16)$$

$$\sum_{i=1}^4 i x_i \sim N(10\theta, 30)$$

$$\alpha_2 = P\left(\frac{\sum_{i=1}^4 i x_i - 10\theta}{\sqrt{30}} > \frac{\sqrt{30}(2.58) - 10\theta}{\sqrt{30}}\right)$$

$$= P(Z > 2.58) = \underline{0.005}$$

$$\beta_2 = 1 - P\left(\sum_{i=1}^4 i x_i > \sqrt{30}(2.58) \mid \theta = 1\right)$$

$$= 1 - P\left(Z > 2.58 - \frac{10}{\sqrt{30}}\right)$$

$$= P(Z \leq 754) = \underline{0.775}$$

(ن) من حيث  $\alpha_1, \beta_1$  /  $\alpha_2, \beta_2$  حيث  $\alpha_1 < \alpha_2$

$$\alpha_1 < \alpha_2$$

$$\beta_1 < \beta_2$$

لذلك فإننا نلاحظ هنا، الأول أفضل من الثاني، الثاني

3

السؤال الثاني

$$f(x) = p^x (1-p)^{1-x}, \quad x=0,1, \quad 0 < p < 1$$

$$H_0: P = P_0 = \frac{1}{4}, \quad H_1: P = P_1 = \frac{1}{2}, \quad P_1 > P_0$$

(P) شرط رفض  $H_0$  هو

$$\frac{L(P_0)}{L(P_1)} \leq \frac{\alpha}{1-\beta} = 0.028$$

$$\frac{P_0^{\sum X_i} (1-P_0)^{n-\sum X_i}}{P_1^{\sum X_i} (1-P_1)^{n-\sum X_i}} \leq 0.028$$

$$\Rightarrow \left(\frac{P_0}{P_1}\right)^{\sum X_i} \left(\frac{1-P_0}{1-P_1}\right)^n \left(\frac{1-P_1}{1-P_0}\right)^{\sum X_i} \leq 0.028$$

$$\Rightarrow \sum X_i \left[ \ln \frac{P_0}{P_1} + \ln \frac{1-P_1}{1-P_0} \right] \leq \ln(0.028) - n \ln \frac{1-P_0}{1-P_1}$$

$$\Rightarrow \sum X_i \left[ \ln(0.5) + \ln \frac{1/2}{3/4} \right] \leq \ln(0.028) - n \ln \frac{3/4}{1/2}$$

$$\Rightarrow \sum X_i \left[ \ln \frac{1}{2} + \ln \frac{2}{3} \right] \leq -3.58 - n(0.41)$$

$$\Rightarrow \sum X_i [-1.1] \leq -3.58 - 0.4n$$

$$\Rightarrow \sum X_i \geq \frac{(0.4n + 3.58)}{1.1} = R_n$$

40

ب) شرط قبول  $H_0$  و

$$\frac{L(P_0)}{L(P_1)} \geq \frac{1-\alpha}{\beta} = 9.75$$

$$\Rightarrow \sum x_i \leq \frac{0.4n - 2.28}{1.1} = A_n$$

حجم العينة	1	2	3	4
$A_n$	-1.71	-1.35	-0.98	-0.62
$\sum x_i$	1	2	3	3
$R_n$	3.62	3.98	4.35	4.71

هذه العينة لا يمكنه اتخاذ قرار، لا يبرهن عناهدات جديدة

5

القول الثالث

$$f(x|\theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(x-\theta)^2}$$

$$g(\theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{\theta^2}{2}}$$

$$h(\theta|x_1, \dots, x_n) \propto \prod_{i=1}^n f(x_i|\theta) g(\theta)$$

$$\propto e^{-\frac{1}{2} \sum x_i^2 - \frac{1}{2} \theta^2}$$

$$h(\theta|x_1, \dots, x_n) \sim N\left(\frac{n\bar{x} + \theta_0}{n+1}, \frac{1}{n+1}\right)$$

النتيجة المرجوة هي

$$\left\{ P(\theta < \theta_0 | X) > \frac{1}{2} \right\}$$

$$\Rightarrow P\left( \frac{\theta - \frac{n\bar{x}}{n+1}}{\sqrt{\frac{1}{n+1}}} < \frac{\theta_0 - \frac{n\bar{x}}{n+1}}{\sqrt{\frac{1}{n+1}}} \right) > \frac{1}{2}$$

$$= P\left( Z < \frac{\theta_0 - n\bar{x}/(n+1)}{\sqrt{\frac{1}{n+1}}} \right) > \frac{1}{2}$$

$$\Rightarrow \theta_0 - \frac{n\bar{x}}{n+1} > 0$$

$$\Rightarrow \theta_0 > \frac{n\bar{x}}{n+1} \Rightarrow \frac{(n+1)\theta_0}{n} > \bar{x}$$

$$\left\{ x_1, \dots, x_n \mid \bar{x} < \theta_0 \left( \frac{n+1}{n} \right) \right\}$$

6

السؤال الرابع

$$f(x, \theta) = \theta e^{-\theta x}, \quad x > 0, \theta > 0$$

$$L(\theta) = \theta^n e^{-\theta \sum x_i}, \quad \theta > 0$$

$$\text{MLE of } \hat{\theta} = \frac{1}{\bar{x}}$$

$$W = \{ \theta : \theta = \theta_0 \}$$

$$\Omega = \{ \theta : \theta \in (0, \infty) \}$$

$$L(\theta) = \theta^n e^{-\theta \sum x_i}$$

$$L(\hat{\omega}) = L(\theta_0) = \theta_0^n e^{-\theta_0 \sum x_i}$$

$$L(\hat{\omega}_2) = L(\hat{\theta}) = \left(\frac{1}{\bar{x}}\right)^n e^{-\frac{1}{\bar{x}} \sum x_i}, \quad \theta > 0$$

$$\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\omega}_2)} \leq \lambda_0 \Rightarrow \frac{\theta_0^n e^{-\theta_0 \sum x_i}}{\left(\frac{1}{\bar{x}}\right)^n e^{-\frac{1}{\bar{x}} \sum x_i}} \leq \lambda_0, \quad 0 < \lambda_0 < 1$$

$$\Rightarrow (\theta_0 \bar{x})^n e^{-n\theta_0 \bar{x} + n} \leq \lambda_0, \quad \bar{x} < \frac{1}{\theta_0}$$

وهذه دالة التوزيع تحققها عند  $\lambda_0$  تكون

$$\bar{x} < \frac{1}{\theta_0} \quad \text{عندنا}$$

$$\Rightarrow \sum x_i \leq \frac{n}{\theta_0}$$

(7)

وبالتالي، فإن المنطقة القبلية هي

$$\left\{ (X_1, X_2, \dots, X_n) : \sum X_i < \frac{n}{\theta_0} \right\}$$

$$= \left\{ (X_1, \dots, X_n) : \sum X_i \leq c \right\}$$

حيث  $c$  مقدار ثابت يمكن تحديده بالمعادلة

$$\alpha = P(\sum X_i \leq c)$$

$$= P(Y \leq c | \theta = \theta_0)$$

$$Y \sim \text{Gamma}(n, \frac{1}{\theta_0})$$

$$\text{Let } t = 2\theta_0 Y \Rightarrow t \sim \chi^2_{d,n}$$

$$= \left\{ (X_1, \dots, X_n) : \bar{X} \leq \frac{1}{2\theta_0 n} \chi^2_{d,n} \right\}$$

$$\alpha = 0.01, n = 10 \Rightarrow \chi^2_{0.01, 10} = 23.21 \quad (C)$$

$$\frac{1}{200n} \chi^2_{d,n} = \frac{1}{20} (23.21)$$

$$\Rightarrow \bar{X} \frac{1}{200n} \chi^2_{d,n} \Rightarrow \text{Accept } H_0.$$

لا نرفض  $H_0$

(8)

القول الخامس

$$P(x; \lambda) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!}, \quad x=0,1,2,\dots, \lambda > 0 \quad (P)$$

$$L(\lambda) = \frac{\lambda^{\sum x_i} e^{-n\lambda}}{\prod x_i!}$$

$$\text{let } \lambda_2 > \lambda_1$$

$$\Rightarrow \frac{L(\lambda_1)}{L(\lambda_2)} = \left(\frac{\lambda_1}{\lambda_2}\right)^{\sum x_i} e^{-n(\lambda_1 - \lambda_2)}$$

وهذه دالة غير تزايدية في  $\lambda$  في الحالة  $\lambda_2 > \lambda_1$

لذلك لا توجد أمثلة رقمية

وبالتالي فإن المنهجية الإحصائية  $H_0: \lambda \leq \lambda_0$  vs  $H_1: \lambda > \lambda_0$

$$\{ (x_1, \dots, x_n) : \sum x_i > k \}$$

حيث  $k$  حد مسبق  $L$  بالملاحظة

$$\alpha = P(\sum x_i > k | \lambda = \lambda_0)$$

$$= P(Y > k), \quad Y \sim \text{Poisson}(n\lambda_0)$$

(10)



9

$$f(x) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} \quad (5)$$
$$= \frac{e^{-\lambda}}{x!} e^{x \ln \lambda}$$
$$= a(\lambda) b(x) e^{c(\lambda) d(x)}$$

$$a(\lambda) = e^{-\lambda}, \quad b(x) = \frac{1}{x!}$$
$$c(\lambda) = \ln \lambda, \quad d(x) = x$$

حيث ان  $c(\lambda)$  و  $d(x)$  هما دالتان الترابيعية في  $\lambda$  فان  
الافتراضات لا تنطبق،  $H_0: \lambda \leq \lambda_0$  vs  $H_1: \lambda > \lambda_0$

$$\{ (x_1, \dots, x_n) \mid \sum x_i > k \}$$

حيث  $k$  ثابت فكلما كبر  $n$  من العلاقة

$$\alpha = P(Y > k), \quad Y \sim \text{Poisson}(n \lambda_0)$$

حيث  $(Y, P)$  هي المتغيرات العشوائية