

# 國立清華大學命題紙

99學年度 統計學研究所 碩士班入學考試

\*請在【答案卷卡】作答

科目 統計學 科目代碼 0103 共 4 頁第 1 頁

\*\*共 31 個填充題，【答案卷卡】中必須自行清楚標明每格之編號：(1), (2)...(31)\*\*

\*\* (1) 至(10) 每格 3%; (11) 至(24) 每格 4%; (25) 至(31) 配分如格中所列\*\*

\*\*每格只須最後答案或式子；不須導證過程\*\*

參考值：卡方分布上臨界點(upper critical point)

$$\chi^2_{1,5\%} = 3.84, \chi^2_{2,5\%} = 5.99, \chi^2_{3,5\%} = 7.815, \chi^2_{4,5\%} = 9.488, \chi^2_{5,5\%} = 11.071, \chi^2_{6,5\%} = 12.592$$

標準常態分布的上臨界點  $Z_{0.95} = 1.64; Z_{0.975} = 1.96$

題中所有檢定顯著水準均假設為 5%

1. (30%, 每格 3%) 觀察 100 株植物，對任一株看其基因類型為  $aa, Aa, AA$  中那一型，現觀察之 100 株植物中各有  $aa, Aa, AA$  基因類型之數目為  $(X_1, X_2, X_3) = (10, 60, 30)$  株，令三種類型在所有此種植物中其機率各為  $P(aa) = \pi_1, P(Aa) = \pi_2, P(AA) = \pi_3$ 。
  - (a) Hardy-Weinberg 平衡模式假設  $\pi_1 = p^2, \pi_2 = 2p(1-p), \pi_3 = (1-p)^2$  其中  $p$  為未知參數；則此模型之概似函數 (likelihood function)  $L(p)$  為何？\_\_\_\_(1)\_\_\_\_；此組數據  $p$  之最大概似估計量及此組數據之估計值為何？\_\_\_\_(2)\_\_\_\_， $p$  之最大概似估計值之變異數如何得到？\_\_\_\_(3)\_\_\_\_ 簡述方法即可，不必計算
  - (b) 在此 Hardy-Weinberg 平衡模式中，100 株植物三種基因形式類型  $aa, Aa, AA$  數目之期望值各為 \_\_\_\_(4)\_\_\_\_。如果以 Hardy-Weinberg 平衡模式來配適 (fit) 以上資料，Pearson 卡方適合度檢定 (goodness of fit) 大約為何值 \_\_\_\_(5)\_\_\_\_ 檢定結論為 \_\_\_\_(6)\_\_\_\_ 不可只寫棄卻與否，必須有完整敘述
  - (c) 假若今觀察之植物株數可任意增多  $L$  倍成為  $N = 100 \times L$  株，即  $N/100 = L$  並假設觀察之  $100 \times L$  株植物中各有  $aa, Aa, AA$  基因類型之數目為  $(Y_1, Y_2, Y_3) = (10 \times L, 60 \times L, 30 \times L)$  株，則對 Hardy-Weinberg 平衡模式之 Pearson 卡方適合度檢定 (goodness of fit) 改變成何值？\_\_\_\_(7)\_\_\_\_
  - (d) 假若現懷疑 Hardy-Weinberg 平衡模式並不適合，而認為三個機率除總和為 1 外沒有任何限制(即一般模式)；現檢定虛無假設  $H_0: \pi_1 = p^2, \pi_2 = 2p(1-p), \pi_3 = (1-p)^2$  及 與對立假設  $H_1$ ：三個機率除總合為 1 外沒有任何限制，則在對立假設下在所有此種植物中其三種類型機率最大概似估計值各為 \_\_\_\_(8)\_\_\_\_ 寫下可能比檢定 (likelihood ratio test) \_\_\_\_ (9)\_\_\_\_ (列出式子即可，但需說明 P-value 在大樣本假設下如何得到或臨界值如何求得)。
  - (e) 假若想知道此種植物中基因形式類型為  $aa$  之機率在一般模式下 95% 信賴區間，利用一般模式下  $X_1$  之大樣本分布找出 95% 之信賴區間 \_\_\_\_ (10) 列出式子即可，不必計算 \_\_\_\_。

國立清華大學命題紙

99 學年度 統計學研究所 碩士班入學考試 \*請在【答案卷卡】作答  
 科目 統計學 科目代碼 0103 共 4 頁第 2 頁

2. (20%, 每格 4%) 過去生物學家認為某種蜘蛛雌性的蜘蛛其體長與雄性差不多，現有人懷疑雌性的蜘蛛其體長應較雄性為長，為了驗證其觀點，現自兩族群(母體)各抓了雄性蜘蛛 20 隻 (樣本平均為  $\bar{X}$ )，雌性蜘蛛 12 隻(樣本平均為  $\bar{Y}$ )，其 EXCEL 輸出資料(顯著水準為 5%)如下表內所示：

	A	B	C
1	F 檢定：兩個常態母體變異數的檢定		
2			
3	雄性	雌性	
4	平均數	5.87	8.2125
5	變異數	0.588	0.918693182
6	觀察值個數	20	12
7	自由度	19	11
8	F	0.640039582	
9	P(F<=f)	0.189474685	
10	臨界值：單尾	0.42731152	

	A	B	C	D	E	F
1	t 檢定：兩個母體平均數差的檢定			t 檢定：兩個母體平均數差的檢定		
2	假設變異數相等			假設變異數不相等		
3	雄性	雌性		雄性	雌性	
4	平均數	5.87	8.2125	平均數	5.87	8.2125
5	變異數	0.588	0.918693182	變異數	0.588	0.918693182
6	觀察值個數	20	12	觀察值個數	20	12
7	Pooled 變異數	0.709254167		假設的均數差	0	
8	假設的均數差	0		自由度	19	
9	自由度	30		t 統計	-7.196365366	
10	t 統計	-7.617444231		P(T<=t) 單尾	3.8899E-07	
11	P(T<=t) 單尾	8.51432E-09		臨界值：單尾	1.729131327	
12	臨界值：單尾	1.697260359		P(T<=t) 雙尾	7.77981E-07	
13	P(T<=t) 雙尾	1.70286E-08		臨界值：雙尾	2.093024705	
14	臨界值：雙尾	2.042270353				

- (a) 假設雄性蜘蛛與雌性蜘蛛族群(母體)體長之分布各為  $N(\mu_1, \sigma_1^2)$  與  $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ ，由報表，可否假設兩族群之變異大致一樣？ (11)
- (b) 此時懷疑雌性的蜘蛛其體長應較雄性為長的人其虛無假設與對立假設各為何？ (12)
- (c) 樣本平均  $\bar{X} - \bar{Y}$  大約要小過多少 (13) (顯著水準為 5%) 才可下結論說資料足以說明雌性的蜘蛛其體長較雄性為長。
- (d) 針對此數據與報表，檢定的結論為 (14) 不可只寫棄卻與否，必須有完整敘述
- (e) 雄性蜘蛛平均體長  $\mu_1$  之 95% 之信賴區間 (15) 列出式子，並說明式中每一項在此資料下之數值即可  
 參考數值:  $(0.588)^{0.5} = 0.767$ ,  $(0.9187)^{0.5} = 0.958$ ,  $(0.7093)^{0.5} = 0.842$ ,  $(1/20+1/12)^{0.5} = 0.365$ ,  $(20)^{0.5} = 4.472$

國立清華大學命題紙

99 學年度 統計學研究所 碩士班入學考試

\*請在【答案卷卡】作答

科目 統計學 科目代碼 0103 共 4 頁第 3 頁

3. (16%, 每格 4%) 假若給定  $\lambda_i > 0$ , 隨機變數  $X_i$  之條件分布為 Poisson ( $\lambda_i$ ), pdf 為  
 $P(X_i = x \mid \lambda_i) = \lambda_i^x e^{-\lambda_i} / x!$ ,  $x = 0, 1, 2, \dots$ ,  $i = 1, 2, \dots, S$  且  $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_S$  為自 gamma 分布取出之一組  
 i.i.d. 隨機變數具有 pdf  $f(\lambda) = \frac{1}{\Gamma(k)\beta^k} \lambda^{k-1} e^{-\lambda/\beta}$ ,  $\lambda > 0$ ,  $k > 0$ ,  $\beta > 0$

- (a) 隨機變數  $X_i$  之非條件(unconditional)分布之 pdf 為何? 寫出  $P(X_i = x) = \underline{\hspace{10cm}}(16)$
- (b) 當  $k \rightarrow 0$ ,  $P(X_i = x \mid X_i > 0)$  趨近  $\underline{\hspace{10cm}}$ (17)
- (c)  $(X_1, X_2, \dots, X_S \mid \sum_{i=1}^S X_i = n)$  之分布之 pdf 為何?  $\underline{\hspace{10cm}}$ (18)
- (d) 當  $k \rightarrow \infty$ ,  $(X_1, X_2, \dots, X_S \mid \sum_{i=1}^S X_i = n)$  之分布之 pdf 趨近  $\underline{\hspace{10cm}}$ (19)

4. (20%, 每格 4%) 若某產品壽命為指數分布具 pdf 如下 (其中  $\theta$  為未知參數)

$$f_\theta(x) = \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}}, \quad 0 < x < \infty, \quad \theta > 0.$$

定義  $R(t) = P(X > t)$  為任一產品壽命超過時間  $t$  之機率,  $t$  是一固定正數.

- (a) 現若有 i.i.d. 數據  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$ ,  $\theta$  之均勻最小變異不偏估計量(UMVUE, uniformly minimum variance unbiased estimator) 為  $\underline{\hspace{10cm}}$ (20);

- (b)  $R(t)$  之一不偏(unbiased) 估計量為  $U = \begin{cases} 1 & \text{if } X_1 > t \\ 0 & \text{if } X_1 \leq t \end{cases}$ 。利用 Rao-Blackwell 定理, 則  $R(t)$

- 之 UMVUE 為  $\underline{\hspace{10cm}}$ (21) 必須寫出估計量形式

- (c) 若實驗同時測試  $n$  產品, 但只有得到最先壞掉的  $r$  個產品壽命  $X_{(1)} < X_{(2)} < \dots < X_{(r)}$ , ( $r < n$ )  
 即因時間關係要停止實驗, 因此其它沒壞掉的  $n-r$  個產品壽命至少為  $X_{(r)}$ ; 此組數據之聯合  
 pdf 為  $\underline{\hspace{10cm}}$ (22); 此組數據下  $\theta$  之 UMVUE 為  $\underline{\hspace{10cm}}$ (23) 此  
 組數據下  $R(t)$  之 UMVUE 為  $\underline{\hspace{10cm}}$ (24)

5. (6%, 每格 2%)

假若丟骰子  $n$  次(各面出現機率相同), 每次結果視為獨立

- (a) 令  $X_n$  為此  $n$  次中出現 3 的次數, 當  $n \rightarrow \infty$

$$\frac{X_n}{n} \xrightarrow{P} \underline{\hspace{10cm}}(25)$$

- (b) 利用中央極限定理, 當  $n \rightarrow \infty$

$$\frac{X_n - a}{b} \xrightarrow{D} N(0,1)$$

$$a = \underline{\hspace{10cm}}(26), \quad b = \underline{\hspace{10cm}}(27)$$

# 國立清華大學命題紙

99 學年度 統計學研究所 碩士班入學考試

\*請在【答案卷卡】作答

科目 統計學 科目代碼 0103 共 4 頁第 4 頁

6. (8%, 配分如每格中所列) 甲、乙二醫院有下列治療記錄

甲醫院			乙醫院				
	死亡	生存	Row sum		死亡	生存	Row sum
病重者	80	720	800	病重者	60	440	500
病輕者	4	196	200	病輕者	60	1440	1500
Column	84	916		Column	120	1880	
sum				sum			

- (a) 甲、乙二醫院之總死亡率何者較高？ (28) 1%
- (b) 對病重者而言，甲、乙二醫院死亡率何者較高？ (29) 1%
- (c) 對病輕者而言，甲、乙二醫院死亡率何者較高？ (30) 1%
- (d) 以上有無矛盾？為什麼？ (31) 簡潔說明理由 5%