北京邮电大学 2019-2019 学年第一学期

《概率论与数理统计》4课时

期末考试试题答案(B)

考试注意事项: 学生必须将答题内。写在答题纸上,写在试题纸上一律无效

- 一. 填空与选择题(本大题共 10 小腿,每小题 4 分,共 40 分)
- 1. 己知 10 件产品中有 2 件次品,从该产品中任意取 3 件,则恰好取到一件

次品的概率等于 $\frac{7}{15}$.

- 2. 设事件 A, B 相互独立,且 $P(A)=\frac{1}{3}$, P(B)>0,则 $P(A|B)=\frac{1}{3}$.
- 3. 设随机变量 X 的概率密度 $f(x) = \begin{cases} Ax^2, \ 0 \le x \le 1; \\ 0. \end{cases}$ 则常数 A = 3.
- 4. 设泊松分布随机变量 $X \sim P(\lambda)$ 且 $P\{X = 0\} = e^{-1}$,则E(X) = 1
- 5. 设二维随机变量(X,Y)服从**区域** G: $0 \le x \le 2$, $0 \le y \le 2$ 上的均匀分
- 布,则 $P{X \le 1, Y \le 1} = 0.25$
- 6. 设随机变量X的数学期望E(X)与方差D(X)都存在,且有E(X)=10,

 $E(X^2) = 109$,由切比当夫不**等式估计** $P\{|X-10| \ge 6\} \le 0.25$

7. 设来自总体 N(0,1) 的样本 X_1, \dots, X_6 则常数 $C = \frac{1}{3}$ 使得 $CY \sim \chi^2$ 分布,

其中 $Y = (X_1 + X_2 + X_3)^2 + (X_4 + X_5 + X_6)^2$.

8. 设总体 $X \sim N(1, 4)$, x_1 , x_2 ,...., x_n , $x_n \to x$ 自该总体的样本, $\bar{x} = \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} x_i$,

则 $D(\bar{x}) = \underline{0.4}$.

9.下列函数中可作为随机变量**分布函数的是**(C)

A.
$$F_1(x) = \begin{cases} 1, & 0 \le x \le 1; \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

B.
$$F_2(x) = \begin{cases} -1, & x < 0; \\ x, & 0 \le x < 1; \\ 1, & x \ge 1. \end{cases}$$

C.
$$F_3(x) = \begin{cases} 0, & x < 0; \\ x, & 0 \le x < 1; \\ 1, & x \ge 1. \end{cases}$$

D.
$$F_4(x) = \begin{cases} 0, & 0 < 0; \\ x, & 0 \le x < 1; \\ 2, & x \ge 1. \end{cases}$$

10.设X1, X2来自任意总体X**们**一个落置为2的样本,则在下列E(X)的

无偏估计量中,最有效的估**计量是(D**)

A.
$$\frac{2}{3}X1 + \frac{1}{3}X2$$
 B. $\frac{1}{4}X1 + \frac{3}{4}X2$

C.
$$\frac{2}{5}X1 + \frac{3}{5}X2$$
 D. $\frac{1}{2}X1 + \frac{1}{2}X2$

二 (8分). 设随机变量 X服从考表为) 的指数分布,概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} e^{-x} & x > 0 \\ 0 & x \le 0 \end{cases}, \quad \text{求 } Y = X^2$$
 的就 强度函数。

解:

$$Y \sim F_{\gamma}(y) = P(Y \le y) = P(-\sqrt{y} < X \le \sqrt{y}) = P(X \le \sqrt{y}) - P(X \le -\sqrt{y})$$

$$=\begin{cases} \int_{0}^{\sqrt{y}} e^{-x} dx + 0 = 1 - e^{-\sqrt{y}}, & y > 0 \\ 0, & y \le 0 \end{cases}$$
 (6 \(\frac{1}{2}\))

$$\therefore Y \sim f_T(y) = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{y}} e^{-\sqrt{y}}, & y > 0. \\ 0, & y \le 0. \end{cases}$$
 (2 \(\frac{1}{2}\))

三 (12分). 设随机变量(X,Y) 的高速密度为

$$f(x,y) = \begin{cases} be^{-(x+y)}, & 0 < x < |, 0 < y < +\infty \\ 0, & \text{ } \end{cases}$$

- (1) 试确定常数 b, (2) **求边缘概率**密度 fx(x), fy(y),
- (3) 求函数 U=max (X, I)的分布函数。

$$\mathbb{R}: (1) \ 1 = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy \ dx = \int_{0}^{1} \int_{0}^{+\infty} b e^{-(x+y)} dy \ dx = b[1 - e^{-1}]$$

$$b = \frac{1}{1 - e^{-1}} (4 \frac{1}{20})$$

(2)
$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy$$

$$= \begin{cases} 0 & x \le 0 \text{ if } x \ge 1 \\ \int_0^{+\infty} b e^{-\cos y} dy = \frac{e^{-x}}{1 - e^{-1}}, & 0 < x < 1 \end{cases}$$
 (2 \(\frac{\frac{1}{2}}{2}\)

$$f_{\gamma}(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, \mathbf{y}) d\mathbf{x}$$

$$= \begin{cases} 0, & y \le 0 \\ \int_{0}^{1} be^{-t\mathbf{x}+\mathbf{y}} d\mathbf{x} = e^{-\mathbf{y}}, & y > 0 \end{cases}$$
(2 \(\frac{1}{2}\)

(3)
$$F_U(u) = P \{U \le u\} = P \{\max(X,Y) \le u\} = P \{X \le u, Y \le u\}$$

= $F(u,u) = \int_{-\infty}^{u} \int_{-\infty}^{u} f(x,y) dx dy$

$$u<0, F_U(u)=0$$

$$0 \le u < 1$$
, $F_U(u) = \int_0^u \int_0^u be^{-(u+y)} dx dy = \frac{(1 - e^{-u})^2}{1 - e^{-1}}$

$$u \ge 1$$
, $F_U(u) = \int_0^u \int_0^1 be^{-(x+y)} dx dy = 1 - e^{-u}$ (4 \(\frac{1}{2}\))

四 (10分) 设(X,Y)的分布体为

Y	1	2	3
-1	0.2	0.1	0
0	0.1	0	0.3
1	0-1	0.1	0.1

(1) 求 X, Y 的边缘分布体

- (2) E(X), E(Y),
- (3) 设 Z=Y/X, 求 E(Z)

解: (1)由 X, Y的分布律易似边缘分布为

Y	1	2	3	
-1	0.2	0.1	D	0.3
0	0.1	0	0.3	0.4
1	0.1	0.1	0.1	0.3
	0.4	0.2	04	1

(4分)

(2)

$$E(X)=1\times0.4+2\times0.2+3\times0.4=0.4+0.4+1.2=2.$$

$$E(Y)=(-1)\times0.3+0\times0.4+1\times0.3=0$$

(4分)

(3) Z 的分布律

Z=Y/X	-1	-1/2	-1/3	0	1/3	1/2	1
p _k	0.2	10	D	0.4	0.1	0.1	0.1

$$\begin{split} E(Z) &= (-1)\times 0.2 + (-0.5)\times 0.1 + (-1/3)\times 0 + 0\times 0.4 + 1/3\times 0.1 + 0.5\times 0.1 + 1\times 0.1 \\ &= (-1/4) + 1/30 + 1/20 + 1/10 = (-15/60) + 11/60 = -1/15. \quad (2 \%) \end{split}$$

五(8分). 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, $Y \sim N(\mu, \delta^2)$, 且 X, Y 相互独立。求 $Z_1 = \alpha X + \beta Y$ 和 $Z_2 = \alpha X - \beta Y$ 的相关系数(其中 α β 是不为零的常数).

解:由于 X, Y相互独立

$$Cov(Z_1, Z_2)=E(Z_1Z_2)-E(Z_1)E(Z_2)$$

$$= E \left[(\alpha X + \beta Y) (\alpha X - \beta Y) \right] - \left(\alpha E(X) + \beta E(Y) \right) (\alpha E(X) - \beta E(Y))$$

$$=\alpha^{2}E(X^{2})-\beta^{2}E(Y^{2})-\alpha^{2}(E(X))^{2}+\beta^{2}(E(Y))^{2}$$

$$=\alpha^2 D(X) -\beta^2 D(Y) = (\alpha^2 -\beta^2) \delta^2 \qquad (4 \%)$$

$$D(Z_1) = \alpha^2 D(X) + \beta^2 D(1) = (\alpha^2 + \beta^2) 6^2, D(Z_2) = \alpha^2 D(X) + \beta^2 D(Y) = (\alpha^2 + \beta^2) \sigma^2,$$

故
$$\rho_{Z_1Z_2} = \frac{Cov(Z_1, Z_2)}{\sqrt{DZ_1}\sqrt{DZ_2}} = \frac{(\alpha^2 - \beta^2)}{(\alpha^2 + \beta^2)}$$
 (4分)

六(12分) 设总体 $X\sim b(1, p)$, X_1 , X_2 ,…., X_n 是来自 X 的样本,

- (1) 求 $\sum_{i=1}^{n} X_{i}$ 的分**存**体
- (2) 求参数 p 的极大似处估计量
- (3) 求参数 p 的矩**估计量,并判断它**是否为无偏估计.

解: (1) 由二项分布可加性 $\sum_{i=1}^{n} X_i \sim b(n, p)$,若记 $\sum_{i=1}^{n} X_i = Y$,则

分布律为 $P(Y = k) = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}, k = 0, 1, \dots, n.$ (2分)

(2) 设 x_1, x_2, \dots, x_n 为祖友于祥 x_1, x_2, \dots, x_n 的

一个样本值,X的分**存**(为 $P(X=x)=p^x(1-p)^{1-x}, x=0,1,$

$$L(p) = \prod_{i=1}^{n} p^{X_{i}} (1-p)^{j-X_{i}}$$

$$\ln L(p) = \left(\sum_{i=1}^{n} X_{i}\right) \ln p + \left(\sum_{i=1}^{n} X_{i}\right) \ln (1-p)^{j-X_{i}}$$

$$\ln L(p) = \left(\sum_{i=1}^{n} x_{i}\right) \ln p + \left(n - \sum_{i=1}^{n} x_{i}\right) \ln(1-p),$$

$$\Leftrightarrow \frac{\mathrm{d}}{\mathrm{d}p}\ln L(p) = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{p} - \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{1-p} = 0,$$

p的最大似然估计量为 $\hat{p} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i = X$.

(6分)

(3) E(X)=p, p 的矩估计量是 X

因为 $E(\overline{X})=E(X)=p$,故己是无偏估计.

(4分)

七(10分). 某矿砂的 5个样品中的镍金量, 经测定为 3.25, 3.27, 3.24, 3.26, 3.24 (单位%),设测定值**足存 X 版从正态分**布 $N(\mu, \sigma^2)$ 。

- (1) 求 μ 的置信水平为 0.99 的双侧置信区间?
- (2) 在显著性水平 $\alpha = 0.01$ 下,这批写矿的含镍量的均值 μ 是否为 3.25?

计算可得:样本均值 \bar{X} = 3.252, S = 0.01304, $\sqrt{5}$ = 2.236

附表: 10.005(5)=4.0322, tool(5)=3.3649 tools(4)=4.6041, 10.01(4)=3.7469

解: (1) 测定值总体 $X \sim N$ (μ , σ^2), σ^2 未知时, μ 的置信水平为 $1-\alpha$ 的双

侧置信区间为
$$\left(\overline{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} l_{\alpha/2}(n-1), \overline{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} l_{\alpha/2}(n-1)\right)$$

n=5, $\alpha=0.01$, $t_{0.005}$ (4)=4.6041, 计算可得 (3.225, 3.278)。(4分)

(2) 测定值总体 X~N (u, 6²), 6² 未知

 $H_0: \mu=3.25$ $H_1: \mu\neq3.25$

检验统计量为 $t = \frac{\overline{X} - 3.25}{5\sqrt{n}} \sim t(n-1)$

拒绝域为|t|≥t_{a/2}(n-1)

n=5, $\alpha=0.01$, $t_{0.005}(4)=4.6041$

代入样本值有 $|t| = \frac{3.252 - 3.25}{0.01304 \sqrt{5}} = 0.343 < t_{a/2}(n-1)$

故在 $\alpha=0.01$ 下,接受**假设力。认为这地**矿砂的含镍量的均值 μ 为 3.25。



北京邮电大学 2017—2018 学年第一学期

《概率论与数理统计》期末考试试题标准答案(A卷)

考试注意事项:学生必须将答案内容做在试题答题纸上,做在试题纸上一律无效一、填空题(本题共40分,每小题4分)

1. 从0到9十个数字中任取三个不同的数字,事件A={三个数字中不含0或5},

则概率
$$P(A) = \frac{14}{15}$$
。 或者 $\frac{C_9^3}{C_{10}^3} + \frac{C_9^3}{C_{10}^3} - \frac{C_8^3}{C_{10}^3}$

- 2. 设在三次独立试验中,事件 A 出现的概率均相等,且 A 至少出现一次的概率为
- $\frac{19}{27}$,则在一次试验中事件 A 出现的概率为 $\frac{1}{3}$ 。
- 3. 设随机变量 $X_1 \sim U[0,6], X_2 \sim N(0,2^2), X_3 \sim$ 泊松分布P(1),且 X_1, X_2, X_3 相互独立, 若 $Y = 3X_3 + X_1 2X_2$,则 D(Y) = 28。
- 4. 设随机变量 X 和 Y 的数学期望分别为 -2 和 2,方差分别为 1 和 4,而相关系数为 -0.5,则根据切比雪夫不等式有 $P\{|X+Y| \ge 6\} \le \frac{1}{12}$ 。
- 5. 设随机变量 K 服从区间[1,6]上的均匀分布,则方程 $x^2 + Kx + 1 = 0$ 有实根的概率为 0.8。

6. 设随机变量
$$X$$
 的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{3} & x \in [0,1] \\ \frac{2}{9} & x \in [3,6] , 若 K 使得 $P(X \ge K) = \frac{2}{3}, \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

则 K 的取值范围是: [1, 3]。

7.设随机变量 X 服从正态分布 $N(10,(0.02)^2)$,设 $\Phi(x)$ 为标准正态分布的分布函数,已知 $\Phi(2.5) = 0.9938$,则 X 落在区间(9.95,10.05)内的概率为 0.9876。

- - 8. 设随机变量 X = Y相互独立,X = N(1,2), Y = N(0,1),则随机变量 $Z = 2X Y_{+3}$

的概率密度函数
$$f(z) = \frac{1}{3\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(z-5)^2}{18}}$$
。

- 9. 设 X_1, X_2, X_3 是来自总体 $N(0, \sigma^2)$ 的简单随机样本,则统计量 $\frac{\sqrt{2}X_1}{\sqrt{X_2^2 + X_3^2}}$ 服从I(2) 分布。(给出分布类型及参数)
- 10. 设零件长度服从正态分布 $N\left(\mu,\sigma^2\right)$, 现随机抽取 11 个零件,测得其长度的样

本方差
$$S^2 = 1$$
,则总体方差 σ^2 的置信水平为 0.95 的双侧置信区间为

$$\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\frac{1}{2}}^2(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{\frac{1}{2},\frac{1}{2}}^2(n-1)}\right) = \left(\frac{10\times 1}{20.48}, \frac{10\times 1}{3.25}\right) = (0.49, 3.08).$$

$$(\chi_{0.975}^2(10) = 3.25, \chi_{0.025}^2(10) = 20.48)$$

- 二、(12分)设D是由曲线xy=1与直线 $x=1,y=0,x=e^2$ 围成的平面区域,二维随机变量(X,Y)在区域D上服从均匀分布,则
 - (1) 给出(X,Y) 的概率密度函数,
 - (2) 求(X,Y)关于X的边缘概率密度函数及其在x=2处的值,
 - (3) 求E(2X+1)。
- 解: (1) 由 $S_D = \int_1^{e^2} \frac{1}{x} dx = 2$,因为 (X,Y)在区域D上服从均匀分布,

设(X,Y)的联合概率密度为
$$f(x,y)$$
,则 $f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{2} & (x,y) \in D \\ 0 & (x,y) \notin D \end{cases}$ 。(4分)

则
$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{2x} & 1 \le x \le e^2 \\ 0 & 其它 \end{cases}$$
 (4分)

 $f_X(x)$ 在x=2处的值为 $\frac{1}{4}$.

(3)
$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_{1}^{e^2} \frac{1}{2} dy = \frac{1}{2} (e^2 - 1)$$
, $\emptyset E(2X + 1) = e^2$. (4 分)

三、(8分)设随机变量X与Y相互独立,其概率密度函数分别为

$$f_{\chi}(x) = \begin{cases} 1 & 0 \le x \le 1 \\ 0 & \text{\sharp\dot{c}$} \end{cases} \text{,} \quad f_{\gamma}(y) = \begin{cases} e^{-y} & y > 0 \\ 0 & y \le 0 \end{cases} \text{,} \quad \vec{x} \ Z = 2X + Y \text{ in \mathfrak{M}} \text{ in$$

解:
$$(X,Y)$$
的联合概率密度函数 $f(x,y) = \int_X (x) f_Y(y) = \begin{cases} e^{-y} & 0 \le x \le 1, y > 0 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$

Z的分布函数为:

$$F_Z(z) = P(Z \le z) = P\{2X + Y \le z\} = \iint_{2x+y \le z} f(x, y) dxdy$$

$$\begin{cases}
\int_{2x+y \le z} 0 dx dy = 0 & z < 0 \\
\int_{0}^{z} dx \int_{0}^{z-2x} e^{-y} dy = \frac{z}{2} - \frac{1}{2} + \frac{1}{2} e^{-z} & 0 \le z < 2 \quad (4 \text{ f})
\end{cases}$$

$$\int_{0}^{1} dx \int_{0}^{z-2x} e^{-y} dy = 1 - \frac{1}{2} e^{2-z} + \frac{1}{2} e^{-z} \quad z \ge 2$$

从而
$$Z$$
 的概率密度为: $f_z(z) = \begin{cases} 0 & z < 0 \\ \frac{1}{2}(1 - e^{-z}) & 0 \le z < 2 \\ \frac{1}{2}(e^2 - 1)e^{-z} & z \ge 2 \end{cases}$

四、(12分)设一箱装有100件产品,其中一、二、三等品分别为80、10、10件,

现从中任取一件,且
$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{抽到}i$$
等品 $0 & \text{其它} \end{cases}$, $i = 1,2,3$ 。求:

- (1) 随机变量 $X_1 = X_2$ 的联合分布,
- (2) $X_1 与 X_2$ 的相关系数 ρ ,

(3) X₁与X₂是否独立?

解: 设事件 $A_i = \{ \text{从 } 100 \text{ 件产品种任取一件是 } i 等品 \}, i = 1,2,3, 据题意可知$

$$P(A_1) = 0.8, P(A_2) = P(A_3) = 0.1$$

(1) 随机变量 X_1 与 X_2 的联合分布如下:

$$P(X_1 = 0, X_2 = 0) = P(A_3) = 0.1$$

$$P(X_1 = 1, X_2 = 0) = P(A_1) = 0.8$$

$$P(X_1 = 0, X_2 = 1) = P(A_2) = 0.1$$

$$P(X_1 = 1, X_2 = 1) = P(A_1 A_2) = 0$$
 (4 $\frac{4}{12}$)

(2) 关于 X_1 的边缘概率分布如下:

$$P(X_1 = 0) = P(X_1 = 0, X_2 = 0) + P(X_1 = 0, X_2 = 1) = 0.1 + 0.1 = 0.2$$

$$P(X_1 = 1) = P(X_1 = 1, X_2 = 0) + P(X_1 = 1, X_2 = 1) = 0.8 + 0 = 0.8$$

关于X,的边缘概率分布如下:

$$P(X_2 = 0) = P(X_1 = 0, X_2 = 0) + P(X_1 = 1, X_2 = 0) = 0.1 + 0.8 = 0.9$$

$$P(X_2 = 1) = P(X_1 = 0, X_2 = 1) + P(X_1 = 1, X_2 = 1) = 0.1 + 0 = 0.1$$

由 (1), 可得
$$E(X_1X_2) = 0 \times 0 \times 0.1 + 0 \times 1 \times 0.1 + 1 \times 0 \times 0.8 + 1 \times 1 \times 0 = 0$$

因此
$$Cov(X_1, X_2) = E[(X_1 - EX_1)(X_2 - EX_2)]$$

$$= E(X_1 X_2) - EX_1 EX_2 = 0 - 0.8 \times 0.1 = -0.08$$

因此
$$\rho = \frac{Cov(X_1, X_2)}{\sqrt{D(X_1)}\sqrt{D(X_2)}} = \frac{-0.08}{\sqrt{0.16}\sqrt{0.09}} = -\frac{2}{3}$$
。(4分)

(3) X_1 与 X_2 不是不相关,故不独立。 (4分)

(或者利用(1)及边缘分布的结果,用独立的定义判断,不独立)

五、(12分)设总体 X 的密度函数为

$$f(x;\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} & x > 0, \\ 0 & x \le 0 \end{cases}$$

 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是来自总体X的简单随机样本,

- (1) 求未知参数 θ 的矩估计量 $\hat{\theta}_i$,
- (2) 判断 $\hat{\theta}_1$ 和 $\hat{\theta}_2 = n \min\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ 是否是 θ 的无偏估计量,
- (3) 判断 $\hat{\theta}_1$ 和 $\hat{\theta}_2$ 的有效性。

解:(1)密度函数为

$$f(x;\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} & x > 0, \\ 0 & x \le 0 \end{cases}, \quad \text{In } E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \theta .$$

将 E(X)替换成 \overline{X} , 得 θ 的矩估计量 $\hat{\theta}_i$ 为 $\hat{\theta}_i = \overline{X}$ 。 (4 分)

(2) 由于 $E(\overline{X}) = E(X) = \theta$,所以 $\hat{\theta}_i = \overline{X}$ 是 θ 的无偏估计量。

 $\diamondsuit Z = \min\{X_1, X_2, \cdots, X_n\},\,$

$$F_{z}(z) = 1 - P(X_{1} > z, X_{2} > z, \dots, X_{n} > z) = 1 - \prod_{i=1}^{n} (1 - P(X_{i} \le z)) = \begin{cases} 0 & z < 0 \\ 1 - e^{-\frac{nz}{\theta}} & z \ge 0 \end{cases}$$

所以 $\hat{\theta}_2 = n \min\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ 是 θ 的无偏估计量。(4分)

(3)
$$: D(\bar{X}) = \frac{\theta^2}{n}$$
 , $D(n \min\{X_1, X_2, \dots, X_n\}) = \theta^2$, 所以 $\hat{\theta}_1$ 比 $\hat{\theta}_2$ 更有效。(4分)

六、 $(8 \, \mathcal{H})$ 设总体 X 服从 $[0, \lambda]$ 区间上的均匀分布,参数 $\lambda > 0$, $(X_1, X_2, ..., X_n)$ 是来自总体 X 的简单随机样本,

(1) 求 λ 的最大似然估计,(2) 若 β =3 λ +2,求 β 的最大似然估计。

解: (1)
$$X \sim f(x; \lambda) = \begin{cases} \frac{1}{\lambda} & 0 \le x \le \lambda \\ 0 &$$
其它

所以,似然函数为
$$L(x_1,x_2,...,x_n;\lambda) = \begin{cases} \frac{1}{\lambda^n} & 0 \le x_1,x_2,...,x_n \le \lambda \\ 0 &$$
其它

考虑L的取值,要使L取值最大, λ 应最小。

当 $\lambda = \max(x_1, x_2, ..., x_n)$ 时,L取值最大,

所以,最大似然估计为
$$\hat{\lambda} = \max(x_1, x_2, ..., x_n)$$
。 (5分)

(2) 由极大似然估计的不变性,

因此,
$$\beta$$
的最大似然估计量为 $\hat{\beta} = 3\hat{\lambda} + 2 = 3\max(x_1, x_2, ..., x_n) + 2$ 。 (3分)

七、(8分) 设考生的某次考试成绩服从正态分布,从中任取 36 位考生的成绩, 其平均成绩为 66.5分,标准差为 15分,问在 0.05 的显著性水平下,可否认为全线生这次考试的平均成绩为 70分,给出检验过程。

附表: t分布数值表

$$t_{0.025}(35) = 2.0301$$
, $t_{0.025}(36) = 2.0281$, $t_{0.05}(35) = 1.6896$, $t_{0.05}(36) = 1.6883$

解: 要检验的假设为 $H_0: \mu = \mu_0(\mu_0 = 70), H_1: \mu \neq \mu_0$

检验用的统计量
$$t = \frac{\overline{x} - \mu_0}{s / \sqrt{n}} \sim t(n-1)$$
,

拒绝域为
$$|t| \ge t_{\frac{q}{2}}, t_{\frac{q}{2}}(n-1) = t_{0.025}(35) = 2.0301,$$
 (4分)

而观测值为 $|t| = \frac{|66.5 - 70|}{15/\sqrt{36}} = 1.4$, $|t| = 1.4 < t_{0.025}(35) = 2.0301$,没落在拒绝域内,

所以接受 H_0 ,故可认为全体考生这次考试的平均成绩为 70 分。 (4分)