南京工业大学 概率统计 试题(A)卷

标准答案

2019—2020 学年第一学期 使用班级 18级

一、填空题(每题3分,共21分)

1,
$$\frac{1}{15}$$
 ° 2, 0.7° 3, 1° 4, 1° 5, 57° 6, 0. 7, $t(3)$ °

二、选择题(每题 3 分, 共 12 分)

 $1, (B)_{\circ} 2, (C)_{\circ} 3, (B)_{\circ} 4, (D)_{\circ}$

三 $(8 \, \mathcal{G})$ 、解:设 $A = \{$ 甲河流泛滥 $\}$, $B = \{$ 乙河流泛滥 $\}$ 。

(1) 由题意,该地区遭受水灾可表示为 $A \cup B$,于是

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB) = P(A) + P(B) - P(A)P(B \mid A)$$

= 0.1 + 0.2 - 0.1 \cdot 0.3 = 0.27

(2) 乙河流泛滥时甲河流泛滥的概率

$$P(A \mid B) = \frac{P(AB)}{P(B)} = \frac{P(A)P(B \mid A)}{P(B)} = \frac{0.1 \cdot 0.3}{0.2} = 0.15.$$

4

四(12 分)、(1) ::
$$1 = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \int_{0}^{1} ax^{b} dx = \frac{a}{b+1}$$
; $0.75 = EX = \int_{0}^{1} x \cdot ax^{b} dx = \frac{a}{b+2}$.

$$\therefore a = 3, b = 2, \quad \text{故 } f(x) = \begin{cases} 3x^2, & 0 < x < 1 \\ 0, & 其它 \end{cases}$$
 3

$$(2) F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(t)dt = \begin{cases} 0, & x < 0, \\ x^{3}, & 0 \le x < 1, \\ 1, & x \ge 1. \end{cases}$$

(3)
$$P\{\frac{1}{2} < X < 1\} = 1 - F(\frac{1}{2}) = \frac{7}{8}$$

(4)
$$EX^2 = \int_0^1 x^2 3x^2 dx = \frac{3}{5}$$
, $2x + 2x = \frac{3}{5} - \left(\frac{3}{4}\right)^2 = \frac{3}{80}$

五(6分)、设X表示餐厅每天的营业额, X_i 表示第i(i=1,2,...,400)位顾客的消费额,则 $X_i \sim U(20,100)$,所

$$EX_i = 60, DX_i = \frac{80^2}{12} = \frac{1600}{3}, EX_i = \sum_{i=1}^{400} X_i$$

(1) 该餐厅每天的平均营业额为

$$EX = E(\sum_{i=1}^{400} X_i) = \sum_{i=1}^{400} EX_i = 60 \times 400 = 24000 \quad (\vec{\pi})$$

(2) 由于
$$DX = D(\sum_{i=1}^{400} X_i) = \sum_{i=1}^{400} DX_i = \frac{1600}{3} \times 400 = \frac{640000}{3}$$
,故由中心极限定理得 $P\{24000 - 760 < X < 24000 + 760\} = P\{-760 < X - 24000 < 760\}$

$$= P \left\{ \frac{-760}{\sqrt{\frac{640000}{3}}} < \frac{X - EX}{\sqrt{DX}} \le \frac{760}{\sqrt{\frac{640000}{3}}} \right\} \approx 2\Phi(1.645) - 1 = 0.9$$

南京工业大学 第1页 共2页

六(15 分)、(1) $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z - x) dx$

显然仅当0 < x < z - x,即0 < 2x < z时,上述积分不等于零,故

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z - x) dx = \begin{cases} \int_0^{z/2} x e^{-(z - x)} dx = e^{-z} + (\frac{z}{2} - 1)e^{-z}, z > 0\\ 0, & z \le 0. \end{cases}$$

9

(2)
$$EX = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x,y) dx dy = \int_{0}^{+\infty} dy \int_{0}^{x} x \cdot x e^{-y} dx = 2$$
;
 $EX^{2} = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x^{2} f(x,y) dx dy = \int_{0}^{+\infty} dy \int_{0}^{x} x^{2} \cdot x e^{-y} dx = 6$;

$$DX = EX^2 - (EX)^2 = 2$$
 or $EY = 3$, $DY = 3$;

$$E(XY) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xyf(x,y)dxdy = \int_{0}^{+\infty} dy \int_{0}^{x} xy \cdot xe^{-y}dx = 8$$

故 $cov(X,Y) = E(XY) - EX \cdot EY = 8 - 2 \cdot 3 = 2$ 。

于是,
$$\rho_{XY} = \frac{\text{cov}(X,Y)}{\sqrt{DX \cdot DY}} = \frac{2}{\sqrt{2 \times 3}} = \sqrt{\frac{2}{3}}$$

由于
$$\rho_{XY} \neq 0$$
,故 X 与 Y 不独立。

七(10 分)、解: 总体 X 的数学期望 $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \int_{0}^{1} x \sqrt{\theta} x^{\theta-1} dx = \frac{\sqrt{\theta}}{\sqrt{\theta} + 1}$

令
$$\frac{\sqrt{\theta}}{\sqrt{\theta}+1} = \overline{X}$$
 ,则得未知参数 θ 的矩估计量为 $\hat{\theta} = \left(\frac{\overline{X}}{1-\overline{X}}\right)^2$.

设 x_1 , x_2 , ... x_n 是 X_1 , X_2 , ..., X_n 相应于的样本值,则似然函数为

$$L(\theta) = \theta^{\frac{n}{2}} (\prod_{i=1}^{n} x_i)^{\sqrt{\theta}-1}, \ 0 < x_i < 1.(i=1, 2, ..., n),$$

$$\ln L = \frac{n}{2} \ln \theta + (\sqrt{\theta} - 1) \left(\sum_{i=1}^{n} \ln x_i \right), \quad \frac{d \ln L}{d \theta} = \frac{n}{2\theta} + \frac{1}{2\sqrt{\theta}} \sum_{i=1}^{n} \ln x_i,$$

令 $\frac{d \ln L}{d \theta} = 0$, 解得 θ 的极大似然估计值为 $\hat{\theta} = n^2 / (\sum_{i=1}^n \ln x_i)$.

从而得
$$\theta$$
 的极大似然估计量为 $\hat{\theta} = n^2 / (\sum_{i=1}^n \ln X_i)$.

八(6分)、解:由题设得到

$$\overline{x} = \frac{1}{10}(74 + 95 + \dots + 67) = 71.2$$
, $s^2 = \frac{1}{9}\sum_{i=1}^{10}(x_i - \overline{x})^2 = 245.51$.

又由置信度为 $1-\alpha=1-0.05=0.95$ 得临界值 $t_{0.025}(9)=2.2622$ 。

故置信区间为[71.2-2.2622
$$\sqrt{\frac{245.51}{10}}$$
, 71.2+2.2622 $\sqrt{\frac{245.51}{10}}$]=[59.99, 82.41]。 6

九(10 分)、解: (1) 待验假设 H_0 : $\mu = 1000$, H_1 : $\mu \neq 1000$

由 $\alpha = 0.05 \Rightarrow t_{\alpha/2} = t_{0.025}(15) = 2.1315$,又由x = 946、s = 120,可算得统计量观测值 t 为

$$t = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sqrt{s^2/n}} = \frac{946 - 1000}{\sqrt{120^2/16}} = -1.8$$

因 $|t|=1.8 < t_{0.025}(15)=2.1315$,故可以认为这批灯泡的平均寿命与标准值的差异不显著。 5

(2) 待验假设为 H'_0 : $\mu \ge 1000$, H'_1 : $\mu < 1000$ 。

由 α =0.05 \Rightarrow $t_{\alpha}(n-1) = t_{0.05}(15) = 1.7531$, 而 统 计 量 观 测 值 亦 同 (1) , 即 t=-1.8, 因 $t=-1.8 < -t_{0.05}(15) = -1.7531$,故拒绝 H_0 ,即可以认为这批灯泡不合格。