《概率论与数理统计》 期末考试卷 A 参考答案

- 一、填空题〖每小题5分,共计25分〗
- 1、设 A,B,C 是三个随机事件,则事件 A,B,C 中不超过两个发生的事件可表示为 \overline{ABC} 。
- 2、已知随机事件 A, B 满足: P(A) = 1/3, P(B|A) = 1/4, P(A|B) = 1/6,则 $P(A \cup B) = 0.75$ 。
- 3、已知 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, $x_1, ..., x_n$ 来自总体 X 的样本(n > 1),其样本均值 $-\frac{\sqrt{n}\left(\overline{x} \mu\right)}{s}$ 服从的分布为 $\underline{t(n-1)}$ 。
- 4、已知 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, $x_1, ..., x_n$ 来自总体 X 的样本(n > 1),其样本均值和样本方差分别记为 \overline{x} 和 s^2 。在 σ^2 已知的条件下, μ 的置信度为 $1-\alpha$ 的左侧置信区间是 $\left[\overline{x}-u_{1-\alpha}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}, +\infty\right]$;相应的所用枢轴量为 $\frac{\overline{x}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$ (注:指明分布)。
- 5、n个男孩和m个女孩($m \le n+1$)随机地站成一排,则任意两个女孩都不相邻的概率为 $\frac{C_{n+1}^m}{C_{m+n}^m}$ 。
- 二、〖计 10 分〗某种型号电子元件的寿命 X (以小时计)具有如下的概率密度函数 $p(x) = \begin{cases} \frac{1000}{x^2}, & x > 1000 \\ 0, &$ 其它

独立),试求: (1) 任取 1 只,其寿命大于 1500 小时的概率; (2) 任取 4 只,4 只中至少有 1 只寿命大于 1500 小时的概率。

解: (1) 记 "寿命大于 1500 小时"的事件为A,则

$$P(A) = P(X > 1500) = \int_{1500}^{+\infty} p(x) dx = \int_{1500}^{+\infty} \frac{1000}{x^2} dx = \frac{2}{3}$$

(2) 记 "4 只中至少有 1 只寿命大于 1500 小时"的事件为B,则

$$P(B) = 1 - P(\overline{B}) = 1 - C_4^4 P^4(\overline{A}) = \frac{80}{81}$$

三、〖计 14 分〗设二维随机变量(X,Y) 的联合概率密度函数是

$$p(x,y) = \begin{cases} a \cdot x^2 \cdot y, & 0 \le x, y \le 1 \\ 0, & \not\exists \dot{\Xi} \end{cases}$$

其中a是常数,且a > 0,试求:

- (1) 常数 a;
- (2) 判别随机变量 X 与 Y 是否相互独立,并计算 Corr(X,Y);
- (3) 设Z = X + Y, 求Z的概率密度函数 $p_{z}(z)$ 。

解: (1) 由
$$1 = \int_{-\infty}^{+\infty} dx \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dy = a \int_{0}^{1} x^{2} dx \int_{0}^{1} y dy = \frac{a}{6}$$
 得: $a = 6$.

(2)
$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dy = \begin{cases} \int_0^1 6 \cdot x^2 y dy = 3x^2, & \text{if } 0 \le x \le 1 \\ 0, & \text{if } \end{cases}$$

$$p_{Y}(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dx = \begin{cases} \int_{0}^{1} 6 \cdot x^{2} y dx = 2y, & \text{\pm j} 0 \le y \le 1 \\ 0, & \text{\pm j} \tilde{\mathbb{E}} \end{cases}.$$

因 $p_X(x) \cdot p_Y(y) = p(x,y)$,则随机变量 X 与 Y 是相互独立的,且 Corr(X,Y) = 0。

(3)
$$\pm$$
 (2) π : $p_{Z}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p_{X}(x) \cdot p_{Y}(z-x) dx$

$$= \begin{cases} \int_0^z 6 \cdot x^2 \cdot (z - x) dx = z^4 / 2, & = 0 \le z < 1 \\ \int_{z-1}^1 6 \cdot x^2 \cdot (z - x) dx = -z^4 / 2 + 3z^2 - 2z, & = 1 \le z \le 2 \\ 0, & = 2z \le 2 \end{cases}$$

四、〖计 **10** 分〗设 $x_1, x_2, ..., x_n$ 是来自总体 X 的一组样本,且 X 的期望 μ 和方 差 σ^2 ($\sigma^2 > 0$) 均存在。对 σ^2 考虑如下三个估计量:

$$S_1^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \overline{x})^2$$
, $S_2^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \overline{x})^2$, $S_3^2 = \frac{1}{n+1} \sum_{i=1}^n (x_i - \overline{x})^2$

试问: 三个估计量中哪一个是 σ^2 的无偏估计量?

解: 由
$$\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2 = \sum_{i=1}^{n} x_i^2 - n \cdot \bar{x}^2$$
,于是 $E\left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2\right] = \sum_{i=1}^{n} E(x_i^2) - n \cdot E(\bar{x}^2) = \sum_{i=1}^{n} E(x_i^2) - n \cdot E(\bar{x}^2)$

$$\sum_{i=1}^{n} (\sigma^{2} + \mu^{2}) - n \cdot \left(\frac{\sigma^{2}}{n} + \mu^{2}\right) = (n-1)\sigma^{2}, \quad$$
 因此有
$$E\left[S_{1}^{\square}\right] = \sigma^{2}, \quad E\left[S_{2}^{\square}\right] = \frac{n-1}{n}\sigma^{2}, E\left[S_{3}^{\square}\right] = \frac{n-1}{n+1}\sigma^{2}$$

故 S_1^2 是 σ^2 的无偏估计量。

五、〖计 14 分〗为研究金属导线含碳量 x (单位:%)对电阻 y (单位:Ω),在 20 $^{\circ}$ 时测得 8 组试验数据对 (x_i,y_i) (i=1,2,...,8),整理如下:

 $\bar{x} = 0.4865$, $\bar{y} = 19.8000$, $l_{xx} = 2.6031$, $l_{xy} = 86.7800$,

 $l_{yy} = 3273.2000$ 。假定 y 对 x 具有近似线性关系,试求: (1) y 对 x 的线 性回归方程; (2) 对建立的回归方程进行显著性检验(a = 0.05); (3) 当 x = 0.65 , 计算 y 的预测值。

解: (1) 由正则方程
$$\begin{cases} n\beta_0 + \sum_{i=1}^n x_i \cdot \beta_1 = \sum_{i=1}^n y_i \\ \sum_{i=1}^n x_i \cdot \beta_0 + \sum_{i=1}^n x_i^2 \cdot \beta_1 = \sum_{i=1}^n x_i \cdot y_i \end{cases}$$
 , 代入数据可解得
$$\begin{cases} \beta_1 = \frac{l_{xy}}{l_{xx}} = \frac{86.7800}{2.6031} = 33.3372 \\ \beta_0 = y - \beta_1 \cdot x = 19.8000 - 33.3372 \times 0.4865 = 3.5815 \end{cases}$$
 即线性回归方程是: $y = 33.3372 + 3.5815x$ 。

(2) 由
$$S_T = S_R + S_e$$
, $S_R = \hat{\beta}_1^2 l_{xx}$, $S_T = l_{yy}$, 可得回归方程方差分析表如下:

来	源	平方和	自由度	均方和	F 比
П	归	$S_R = 2893.0000$	$f_R = 1$	$MS_R = 2893.0000$	15 65 10
残	差	$S_e = 380.2000$	$f_e = 6$	$MS_e = 0.5117$	45.6549
总	计	$S_T = 3273.2000$	$f_T = 7$		

曲 $F_{1-\alpha}(1,6) = 5.99$,因为 $F = 45.6549 > 5.99 = F_{1-\alpha}(1,6)$,所以在 $\alpha = 0.05$ 下,回归方程是显著的。

(3) 当
$$x = 0.65$$
, y 的预测值为 $y = 3.5815 + 33.3372 \times 0.65 = 25.2506$ 。

六、〖计 10 分〗设随机变量 X 与 Y 相互独立,且 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$,

 $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 。 $x_1, x_2, ..., x_{10}$ 和 $y_1, y_2, ..., y_{10}$ 分别来自 X 与 Y 的样本,它们 的样本方差分别是 $S_x^2 = 54.22$ 和 $S_y^2 = 53.14$ 。在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下,是 否可以认为 X 与 Y 的方差是相等的?

解: 检验假设:
$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \text{ vs } H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$
 取检验统计量: $F = \frac{S_x^2}{S_y^2} \sim F(m-1, n-1)$

其中m = n = 10

当 $\alpha = 0.05$ 时, 拒绝域为

$$W = \{F \mid F > F_{0.975}(9,9)$$
或 $F < F_{0.025}(9,9)\} = \{F \mid F > 4.03$ 或 $F < 1/4.03\}$ 。由 $\hat{F} = \frac{S_x^2}{S_x^2} = 1.0203 \notin W$ 知:因此,可以认为 $X = Y$ 的方差是相等的。

七、〖计 11 分〗设 $\{X_n\}$ 是独立同分布的随机变量序列,且 $E(X_i)=\mu$, $Var(X_i)=\sigma^2>0$,记 $Y_n=\frac{X_1+X_2+...+X_n-n\mu}{\sigma\cdot\sqrt{n}}$ 。试证明:对任意的实数 y ,有

$$\lim_{n \to \infty} P(Y_n \le y) = \Phi(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{y} e^{-t^2/2} dt .$$

证明: 由于 $\{X_n\}$ 是独立同分布的随机变量序列,且 $E(X_i) = \mu$,

 $Var(X_i) = \sigma^2 > 0$,记 $X_n - \mu$ 的特征函数为 $\varphi(t)$,于是有: $\varphi'(0) = 0$,

 $\varphi''(0) = -\sigma^2$ 。由特征函数的性质知: $Y_n = \sum_{i=1}^n \frac{X_i - \mu}{\sigma \cdot \sqrt{n}}$ 的特征函数为

$$\varphi_{Y_n}(t) = \varphi^n \left(\frac{t}{\sigma \sqrt{n}} \right) \circ$$

从而

$$\ln \varphi_{Y_n}(t) = n \ln \varphi \left(\frac{t}{\sigma \sqrt{n}}\right) = -\frac{1}{2}t^2 + o\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)$$

于是 $\lim_{n\to +\infty} \ln \varphi_{Y_n}(t) = -\frac{1}{2}t^2$,即 $\lim_{n\to +\infty} \varphi_{Y_n}(t) = e^{-\frac{1}{2}t^2}$ 。因此,当 $n\to +\infty$ 时,随机变量 Y_n 按分布收敛于标准正态分布,故结论成立。

八、〖计6分〗试简述贝叶斯统计学与经典统计学的差异。

解: 经典统计学主要是依据总体信息和样本信息来进行统计推断分析,而贝叶斯统计学除依据总体信息和样本信息之外,还要考虑先验分布信息,也就是说,贝叶斯统计学是依据总体信息、样本信息和先验分布信息进行统计推断分析。因此,叶斯统计学与经典统计学的差异在于是否使用先验分布信息。