# PA SESSION SES

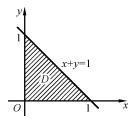
# 厦门大学《概率统计 I》期末试卷

主考教师:

试卷类型: (A卷)

一、(14分) 设二维随机变量 (X, Y) 在以 (0, 0), (0, 1), (1, 0) 为顶点的三角形区域上服从均匀分布,求 Cov(X, Y),  $\rho_{XY}$ .

【解】如图,  $S_D = \frac{1}{2}$ , 故 (X, Y) 的概率密度为



题 18 图

$$f(x,y) = \begin{cases} 2, & (x,y) \in D, \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

$$E(X) = \iint_D x f(x, y) dxdy = \int_0^1 dx \int_0^{1-x} x g 2 dy = \frac{1}{3}$$

$$E(X^{2}) = \iint_{D} x^{2} f(x, y) dxdy = \int_{0}^{1} dx \int_{0}^{1-x} 2x^{2} dy = \frac{1}{6}$$

从而 
$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{1}{6} - \left(\frac{1}{3}\right)^2 = \frac{1}{18}.$$

同理 
$$E(Y) = \frac{1}{3}, D(Y) = \frac{1}{18}$$
.

$$\overline{m} \qquad E(XY) = \iint_D xyf(x, y) dxdy = \iint_D 2xydxdy = \int_0^1 dx \int_0^{1-x} 2xydy = \frac{1}{12}.$$

所以

$$Cov(X,Y) = E(XY) - E(X)gE(Y) = \frac{1}{12} - \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} = -\frac{1}{36}.$$

从而 
$$\rho_{XY} = \frac{\text{Cov}(X,Y)}{\sqrt{D(X)} \text{g}\sqrt{D(Y)}} = \frac{-\frac{1}{36}}{\sqrt{\frac{1}{18}} \times \sqrt{\frac{1}{18}}} = -\frac{1}{2}$$

二、(10分)甲乙两个剧院在竞争 1000 名观众。假定每个观众完全随意地选择一个剧院,且观众选择剧院是彼此独立的,用中心极限定理计算,每个剧院应设置多少个座位,才能保证

因缺少座位而使观众离去的概率小于 1%?  $\phi(2.33) = 0.99$ 

解: 设甲剧院应设 M 个座位。令

$$X_i = \begin{cases} 1, & \text{第i个观众选择甲剧院,} \\ 0, & \text{第i个观众选择乙剧院,} \end{cases}$$

$$X_{i}$$
(i=1,2,···,1000)相互独立同分布, $P{X_{i}=1}=P{X_{i}=0}=\frac{1}{2}$ 

E 
$$(X_i) = \frac{1}{2}$$
, D  $(X_i) = \frac{1}{4} P\{X \le M\} = P\{\sum_{i=1}^{1000} X_i \le M\} \approx \Phi \left(\frac{M-500}{5\sqrt{10}}\right) \ge 99\%$ ,

$$\frac{\text{M-500}}{5\sqrt{10}} \ge 2.33, \quad \text{M} \ge 537.$$

三、(14分) (1) 设总体X的概率分布为

X	0	1	2	3
P	$\theta^2$	$2\theta(1-\theta)$	$\theta^2$	$1-2\theta$

其中  $\theta(0<\theta<\frac{1}{2})$ 是未知参数,利用总体的如下样本值 3, 1, 3, 0, 3, 1, 2, 3 求  $\theta$  的矩估计值

(2) 设总体  $X \sim N(1,\sigma^2)$ ,  $\sigma^2$  ( $\sigma^2 > 0$ ) 未知,  $x_1, x_2, \Lambda$  ,  $x_n$  为一相应的样本值。求  $\sigma^2$  的最大似然估计。

### 【解】

$$(1)E(X) = 3 - 4\theta, \diamondsuit E(X) = \overline{x} \ \theta = \frac{3 - \overline{x}}{4}$$

$$\overline{x} = \sum_{i=1}^{8} \frac{x_i}{8} = 2$$

所以 $\theta$ 的矩估计值 $\hat{\theta} = \frac{3-\overline{x}}{4} = \frac{1}{4}$ .

(2) 似然函数为 
$$L(\mu) = \prod_{i=1}^{n} \left[ \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{\frac{(x_i-1)^2}{2\sigma^2}} \right] = \frac{1}{\left(\sqrt{2\pi}\sigma\right)^n} e^{\frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i-1)^2}{2\sigma^2}}$$
, 相应的对数似然函数为

$$\ln L(\mu) = -\frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - 1)^2}{2\sigma^2} - \ln\left(\sqrt{2\pi}\sigma\right)^n \circ$$

令对数似然函数对 $\sigma^2$ 的一阶导数为零,得到 $\sigma^2$ 的最大似然估计值为

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - 1)^2 \ .$$

四、(12 分) 10,以 X 表示耶路撒冷新生儿的体重(以克计),设  $X\sim N(\mu,\sigma^2)$ , $\mu,\sigma^2$  均未知。现测得一容量为 30 的样本,得样本均值为 3189,样本**标准差**为 488。试检验假设( $\alpha=0.1$ ):

(1) 
$$H_0: \mu \ge 3315$$
,  $H_1: \mu < 3315$ ,  $t_{0.1}(29) = 1.3114$ 

(2)  $H_0$ :  $\sigma \le 525$ ,  $H_1$ :  $\sigma > 525$ .  $\chi_{0.1}^2(29) = 42.557$ 

解: (1) 这是一个方差未知的正态总体的均值检验,属于左边检验问题,检验统计量为

$$t = \frac{\bar{x} - 3315}{s / \sqrt{n}} \, \circ$$

代入本题具体数据,得到 $t = \frac{3189-3315}{488/\sqrt{30}} = -1.4142$ 。

检验的临界值为 $-t_{01}(29) = -1.3114$ 。

因为 t = -1.4142 < -1.3114 ,所以样本值落入拒绝域中,故拒绝原假设  $H_0$  ,即认为  $\mu < 3315$  。

(2) 题中所要求检验的假设实际上等价于要求检验假设

$$H_0': \sigma^2 \le 525^2$$
,  $H_1': \sigma^2 > 525^2$ 

这是一个正态总体的方差检验问题,属于右边检验。 检验统计量为

$$\chi^2 = \frac{(n-1)s^2}{525^2} \ .$$

代入本题中的具体数据得到  $\chi^2 = \frac{(30-1)\times 488^2}{525^2} = 25.0564$ 。

检验的临界值为  $\chi_{0.1}^2(29) = 42.557$ 。

因为 $\chi^2 = 25.0564 < 42.557$ ,所以样本值没有落入拒绝域,因此接受原假设,即认为标准差不大于525

五、(10 分). 为比较两个学校同一年级学生数学课程的成绩,随机地抽取学校 A 的 9 个学生,得分数的平均值为 $\bar{x}_A=81.31$ ,方差为 $s_A^2=60.76$ ;随机地抽取学校 B 的 15 个学生,得分数的平均值为 $\bar{x}_B=78.61$ ,方差为 $s_B^2=48.24$ 。设样本均来自正态总体且方差相等,参数均未知,两样本独立。求均值差 $\mu_A-\mu_B$ 的置信水平为 0.95 的置信区间。 $t_{0.025}(22)=2.0739$ 

解:根据两个正态总体均值差的区间估计的标准结论,均值差 $\mu_A - \mu_B$ 的置信水平为 0.95 的置信区间为

$$\left(\left(\overline{x}_{A} - \overline{x}_{B}\right) \pm s_{w} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}} t_{0.025} (n_{1} + n_{2} - 2)\right) = \left(2.7 \pm s_{w} \sqrt{\frac{1}{9} + \frac{1}{15}} t_{0.025} (22)\right)$$

$$= \left(2.7 \pm s_w \sqrt{\frac{1}{9} + \frac{1}{15}} t_{0.025}(22)\right) = \left(2.7 \pm 7.266 \times \sqrt{\frac{1}{9} + \frac{1}{15}} \times 2.0739\right)$$
$$= \left(2.7 \pm 6.35\right) = \left(-3.65, 9.05\right)$$

六、(14分) 随机抽取了 10 个家庭,调查了他们的家庭月收入 x (单位:百元) 和月支出 y(单位:百元),记录于下表:

х	20	15	20	25	16	20	18	19	22	16
у	18	14	17	20	14	19	17	18	20	13

经计算可得 
$$\sum_{i=1}^{10} x_i = 191$$
,  $\sum_{i=1}^{10} y_i = 170$ ,  $\sum_{i=1}^{10} x_i^2 = 3731$ ,  $\sum_{i=1}^{10} x_i y_i = 3310$ ,  $\sum_{i=1}^{10} y_i^2 = 2948$ ,

求: (1) 求 v 与 x 的一元线性回归方程.

(2) 对所得的回归方程作显著性检验. ( $\alpha$ =0.05)  $F_{0.05}(1,8) = 5.32, t_{0.025}(8) = 2.306$ 

### 【解】(1) 经计算可得

$$\sum_{i=1}^{10} x_i = 191, \sum_{i=1}^{10} y_i = 170, \sum_{i=1}^{10} x_i^2 = 3731, \sum_{i=1}^{10} x_i y_i = 3310, \sum_{i=1}^{10} y_i^2 = 2948,$$

$$S_{xx} = 82.9, S_{xy} = 63, S_{yy} = 58.$$

$$\text{Im} \hat{b} = \frac{S_{xy}}{S_{xx}} = 0.7600, \hat{a} = \frac{170}{10} - 0.76 \times \frac{191}{10} = 2.4849,$$

从而回归方程:  $\hat{y} = 2.4849 + 0.76x$ .

(2) 
$$Q_A = \frac{S_{xy}^2}{S_{xx}} = 47.8770, Q_E = Q_T - Q_A = 58 - 47.877 = 10.1230,$$

$$F = \frac{Q_A}{Q_E / n - 2} = 37.8360 > F_{0.05}(1, 8) = 5.32.$$

故拒绝 Ho,即两变量的线性相关关系是显著的.

解法二:

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{s_{yy} - bs_{xy}}{n - 2}} = \sqrt{\frac{58 - 0.76 \times 63}{8}} = 1.124$$

$$|t| = \frac{|b|}{\hat{\sigma}} \sqrt{s_{xx}} = \frac{|0.76|}{1.124} \sqrt{82.9} = 6.15 > t_{0.025}(8) = 2.306.$$

故拒绝 H<sub>0</sub>,即两变量的线性相关关系是显著的.

七、(10 分) 灯泡厂用 4 种不同的材料制成灯丝, 检验灯线材料这一因素对灯泡寿命的影响. 若灯泡寿命服从正态分布, 不同材料的灯丝制成的灯泡寿命的方差相同, 试根据表中试验结果记录, 在显著性水平 0.05 下检验灯泡寿命是否因灯丝材料不同而有显著差异?

			试验批号							
		1	2	3	3	4	5	6	8	
		7								
灯丝	$A_1$	1600	1610	1650	1680	1700	1720	1800		

材料	$A_2$	1580	1640	1640	1700	1750			
水平	$A_3$	1460	1550	1600	1620	1640	1660	1740	1820
	$A_4$	1510	1520	1530	1570	1600	1680		

计算得到  $\sum_{i=1}^{4} \sum_{j=1}^{4} x_{ij}^2 = 69895900$ ,  $T_{.1} = 11760$ ,  $T_{.2} = 8310$ ,  $T_{.3} = 13090$ ,  $T_{.4} = 9410$ .  $F_{0.05}(3, 22) = 3.05$ .

## 【解】

$$r = 4, n = \sum_{i=1}^{r} n_i = 26;$$

$$S_T = \sum_{i=1}^{4} \sum_{j=1}^{4} x_{ij}^2 - \frac{T^2}{n} = 69895900 - 69700188.46 = 195711.54,$$

$$S_A = \sum_{i=1}^4 \frac{1}{n_i} T_{i.}^2 - \frac{T_{...}^2}{n} = 69744549.2 - 69700188.46 = 44360.7,$$

$$S_E = S_T - S_A = 151350.8,$$

$$F = \frac{S_A/(r-1)}{S_E/(n-r)} = \frac{44360.7/3}{151350.8/22} = 2.15,$$

$$F_{0.05}(3,22) = 3.05 > F.$$

故灯丝材料对灯泡寿命无显著影响.

方差来源	平方和 S	自由度	均方和 $\overline{S}$	<i>F</i> 值
因素影响	44360.7	3	14786.9	2.15
误差	151350.8	22	6879.59	
总和	195711.54	25		

八. (10分)统计了日本西部地震在一天中发生的时间段,共观察了527次地震,这些地震在一天中的四个时间段的分布如下表

时间段	0 点—6 点	6 点—12 点	12 点—18 点	18 点—24 点	
次 数	123	135	141	128	

试取 $\alpha = 0.05$ 检验假设: 地震在各个时间段内发生时等可能的。 $\chi^2_{0.05}(3) = 7.815$ 

解:根据题意,要检验以下假设:

 $H_0$ : 地震的发生时间在 0.24) 内是均匀分布的

检验统计量为 
$$\chi^2 = \sum_{i=1}^4 \frac{f_i^2}{np_i} - n$$
 , 其中  $p_i = 6/24 = 0.25$  。

代入本题中的数据得到  $\chi^2 = \frac{123^2 + 135^2 + 141^2 + 128^2}{527 \times 0.25} - 527 = 1.417$ ,检验的临界值为

 $\chi^2$ 0.05(4-1)=7.815。因为 $\chi^2$ =1.417<7.815,所以样本值没有落入拒绝域,因此接受原假设,即认为地震在各个时间段内发生时等可能的。

九、(6 分) 设总体  $X\sim N(\mu,\sigma^2)$ ,  $X_1$ ,  $X_2$ , ...,  $X_{2n}(n\geq 2)$  是总体 X 的一个样本,  $\overline{X}=\frac{1}{2n}\sum_{i=1}^{2n}X_i$ ,

【解】令  $Z_i=X_i+X_{n+i}$ , i=1,2,...,n.则

 $Z_i \sim N(2\mu, 2\sigma^2)(1 \leq i \leq n)$ ,且  $Z_1, Z_2, ..., Z_n$ 相互独立.

$$Z = \sum_{i=1}^{n} \frac{Z_i}{n}, \ S^2 = \sum_{i=1}^{n} (Z_i - \overline{Z})^2 / n - 1,$$

则 
$$\overline{X} = \sum_{i=1}^{2n} \frac{X_i}{2n} = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^{n} Z_i = \frac{1}{2} \overline{Z},$$

故 
$$\overline{Z} = 2\overline{X}$$

那么

$$Y = \sum_{i=1}^{n} (X_i + X_{n+i} - 2\overline{X})^2 = \sum_{i=1}^{n} (Z_i - \overline{Z})^2 = (n-1)S^2,$$

所以

$$E(Y) = (n-1)ES^2 = 2(n-1)\sigma^2$$
.