

# 厦门大学《概率统计 I》试卷



学院 \_\_\_\_\_ 系 \_\_\_\_\_ 年级 \_\_\_\_\_ 专业

主考教师： \_\_\_\_\_ 试卷类型：(A 卷)

解题过程可能用到如下数据:  $\Phi(1.36) = 0.9131$ ,  $\Phi(1.65) = 0.9500$ ,  $\Phi(1.96) = 0.9750$ ,

$$\Phi(2.326) = 0.99, \chi^2_{0.05}(1) = 3.843, \chi^2_{0.025}(1) = 5.025, \chi^2_{0.05}(2) = 5.992, \chi^2_{0.025}(2) = 7.378, \chi^2_{0.05}(3) = 7.815,$$

$$\chi^2_{0.025}(3) = 9.348, \chi^2_{0.025}(10) = 20.483, \chi^2_{0.975}(10) = 3.247, \chi^2_{0.025}(9) = 19.022, \chi^2_{0.975}(9) = 2.7,$$

$$\chi^2_{0.05}(10) = 18.307, \chi^2_{0.05}(9) = 16.919, t_{0.025}(10) = 2.2281, t_{0.05}(10) = 1.8125, t_{0.025}(9) = 2.2622,$$

$$t_{0.05}(9) = 1.8331, t_{0.025}(8) = 2.3060, t_{0.05}(8) = 1.8595, F_{0.05}(9,3) = 8.81, F_{0.025}(9,3) = 14.5,$$

$$F_{0.05}(3,9) = 3.86, F_{0.025}(3,9) = 5.08$$

分数	阅卷人

1、(12分)设某电子元件的寿命服从均值为100小时的指数分布, 寿命超过200小时的电子元件属于一等品。从大批该电子元件中任取1000件, 问其中一等品超过150件的概率是多少? (利用中心极限定理计算)

解: 电子元件为一等品的概率为:  $e^{-2} \approx 0.1353$

设1000件中该电子元件的一等品数为 $X$ , 则

$$X \sim b(1000, 0.1353)$$

由中心极限定理,

$$\frac{X - 1000 \times 0.1353}{\sqrt{1000 \times 0.1353 \times 0.8647}} \sim N(0, 1)$$

$$\begin{aligned} & P\{X > 150\} \\ & \approx P\left\{\frac{X - 1000 \times 0.1353}{\sqrt{1000 \times 0.1353 \times 0.8647}} > 1.36\right\} \end{aligned}$$

$$\approx 1 - \Phi(1.36)$$

$$= 0.0869$$

分数	阅卷人

2、(15分) 设随机变量  $X \sim U(-3, 3)$ , 随机变量  $Y$  的概率密度为

$$f_Y(y) = \begin{cases} 3y^{-4}, & y > 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

而且  $X$  与  $Y$  相互独立。记  $Z_1 = X/Y$ ,  $Z_2 = XY$ , 试求  $Z_1$  与  $Z_2$  的相关系数  $\rho$ .

解:  $E Z_1 = E(X) \cdot E\left(\frac{1}{Y}\right) = 0$

$$E Z_2 = E(X) \cdot E(Y) = 0$$

$$E(Z_1 \cdot Z_2) = E(X^2) = D(X) + (E(X))^2 = 3 + 0^2 = 3$$

$$\text{cov}(Z_1, Z_2) = E(Z_1 Z_2) - E Z_1 \cdot E Z_2 = 3$$

$$E\left(\frac{1}{Y^2}\right) = \int_1^\infty \frac{1}{x^2} \cdot 3x^{-4} dx = \int_1^\infty 3x^{-6} dx = \frac{3}{5}$$

$$E(Z_1^2) = E(X^2) \cdot E\left(\frac{1}{Y^2}\right) = 3 \times \frac{3}{5} = \frac{9}{5}$$

$$E(Y^2) = \int_1^\infty x^2 \cdot 3x^{-4} dx = \int_1^\infty 3x^{-2} dx = 3$$

$$E(Z_2^2) = E(X^2) \cdot E(Y^2) = 3 \times 3 = 9$$

$$D(Z_1) = E(Z_1^2) - (E Z_1)^2 = \frac{9}{5} - 0^2 = \frac{9}{5}$$

$$D(Z_2) = E(Z_2^2) - (E Z_2)^2 = 9$$

$$\rho = \frac{\text{cov}(Z_1, Z_2)}{\sqrt{D(Z_1) \cdot D(Z_2)}} = \frac{3}{\sqrt{\frac{9}{5} \times 9}} = \frac{\sqrt{5}}{3}$$

分数	阅卷人

3、(12分) 已知总体  $X$  的概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} 2x\theta^{-1} \exp\{-x^2\theta^{-1}\}, & x > 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

其中  $\theta (\theta > 0)$  为未知参数。设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是来自总体  $X$  的简单随机样本。

- (1) 求  $\theta$  最大似然估计量  $\hat{\theta}$  ; (2) 问  $\hat{\theta}$  是否为  $\theta$  的无偏估计量, 为什么?

解: (1) 设  $x_1, x_2, \dots, x_n$  为样本观察值, 则

$$\begin{aligned} L(\theta) &= \prod_{i=1}^n f(x_i) = \prod_{i=1}^n \left( 2x_i \theta^{-1} \exp\{-x_i^2 \theta^{-1}\} \right) \\ &= 2^n \left( \frac{1}{\theta} \prod_{i=1}^n x_i \right) \theta^{-n} \exp\left\{-\theta^{-1} \sum_{i=1}^n x_i^2\right\} \end{aligned}$$

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

$$\frac{\partial}{\partial \theta} (\ln L(\theta))' = -\frac{n}{\theta} + \theta^{-2} \sum_{i=1}^n x_i^2 = 0, \quad \text{解得}$$

$$\hat{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{n}$$

故  $\theta$  的最大似然估计量为  $\hat{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{n}$ .

$$(2) E(X^2) = \int_0^\infty x^3 \cdot \theta^{-1} \exp\{-x^2 \theta^{-1}\} dx.$$

$$\text{令 } y = x \cdot \theta^{-\frac{1}{2}}, \quad dy = \theta^{-\frac{1}{2}} dx, \quad \int_0^\infty y^3 \exp\{-y^2\} dy.$$

$$\begin{aligned} &\stackrel{t=y^2}{=} \theta \int_0^\infty t e^{-t} dt \\ &= \theta \end{aligned}$$

$$\text{故 } E\hat{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^n E(X_i^2)}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n \theta}{n} = \theta.$$

即  $\hat{\theta}$  是  $\theta$  的无偏估计量.

分数	阅卷人

4、(12分) 某种内服药有使病人血压增高的副作用，已知血压的增高服从正态分布。现测得 10 名服用此药的病人的血压，记录血压增高的数据如下：

18, 27, 23, 15, 18, 15, 18, 20, 17, 19

试分别求药物导致血压增高的均值和标准差的置信水平 95% 的置信区间。

解：  $\bar{x} = 19$ ,  $S^2 = \frac{40}{3} \approx 13.3333$

$S = 3.65$ ,  $n = 10$ ,  $\alpha = 0.05$ .

血压增高均值的 95% 置信区间为

$$\begin{aligned} & \left( \bar{x} - \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2}^{(n-1)}, \bar{x} + \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2}^{(n-1)} \right) \\ &= \left( 19 - \frac{3.65}{\sqrt{10}} \times 2.2622, 19 + \frac{3.65}{\sqrt{10}} \times 2.2622 \right) \\ &= (16.39, 21.61). \end{aligned}$$

血压增高 ~~标准差~~ 的 95% 置信区间为

$$\begin{aligned} & \left( \frac{\sqrt{n-1} s}{\sqrt{\chi_{\alpha/2}^2(n-1)}}, \frac{\sqrt{n-1} s}{\sqrt{\chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)}} \right) \\ &= \left( \frac{\sqrt{9} \times 3.65}{\sqrt{19.022}}, \frac{\sqrt{9} \times 3.65}{\sqrt{2.7}} \right) \\ &= (2.51, 6.66). \end{aligned}$$

分数	阅卷人

5、(10分) 为比较两种农药残留时间(单位: 天)的长短, 现分别取6块地施甲种农药, 4块地施乙种农药, 经一段时间后, 分别测得结果为:

$$\text{甲: } \bar{x} = 12.35, s_1^2 = 3.52; \text{ 乙: } \bar{y} = 10.75, s_2^2 = 2.88$$

假设两药的残留时间均服从正态分布且方差相等, 试问两种农药的残留时间有无显著差异? ( $\alpha = 0.05$ )?

$$X_i \sim N(\mu_1, \sigma^2), Y_j \sim N(\mu_2, \sigma^2)$$

解: 检验  $H_0: \mu_1 = \mu_2$ ,  $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ .

检验统计量:

$$t = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{S_w \cdot \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}, \text{ 其中 } S_w = \sqrt{\frac{(n_1-1)s_1^2 + (n_2-1)s_2^2}{n_1+n_2-2}}$$

拒绝域:

$$t < -t_{\alpha/2}(n_1+n_2-2) \text{, 或 } t > t_{\alpha/2}(n_1+n_2-2).$$

$$\alpha = 0.05, n_1 = 6, n_2 = 4,$$

$$t_{0.025}(8) = 2.3060$$

$$S_w^2 = 3.28, S_w = \sqrt{3.28} = 1.81,$$

$$t = 1.37 \in (-2.3060, 2.3060)$$

未落入拒绝域, 故两种农药残留时间无显著差异.

分数	阅卷人

6、(12分) 从同类产品中，任取200批，经质检结果如下表，其中 $x_i$ 表示各批产品中次品数， $f_i$ 表示有 $x_i$ 件次品的批数，试在显著性水平 $\alpha=0.05$ 下，检验次品件数 $X$ 是否服从泊松分布？

$x_i$	0	1	2	3	4	$\geq 5$
$f_i$	116	56	22	4	2	0

$$\text{解: } H_0: P\{X = k\} = e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^k}{k!}, \quad k=0, 1, 2, \dots$$

$$\hat{\lambda} = \bar{x} = 0.6, \quad n = 200$$

$x_i$	$f_i$	$\hat{p}_i$	$n\hat{p}_i$
0	116	0.5488	109.76
1	56	0.3293	65.76
2	22	0.0988	19.76
3	4	0.0198	3.96
4	2	0.003	0.6
5	0	0.0003	0.06

合并后组数为 $K=3$ .

$$\chi^2 = \sum_{i=0}^2 \frac{f_i^2}{n\hat{p}_i} - n = 2.37 < 3.843 = \chi^2_{0.05}(1)$$

无法拒绝原假设，故认为次品件数服从泊松分布。

分数	阅卷人

7、(15 分) 某建材实验室做混凝土试验时, 考察一定体积混凝土的水泥用量  $x$  (kg) 对混凝土抗压强度  $y$  ( $\text{kg}/\text{cm}^2$ ) 的影响, 测得下列数据:

水泥用量 $x$	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
抗压强度 $y$	57	58	64	65	63	72	70	72	82	83

$$\text{计算得 } n=10, \sum_{i=1}^{10} x_i = 195, \sum_{i=1}^{10} x_i^2 = 3885, \sum_{i=1}^{10} y_i = 686, \sum_{i=1}^{10} y_i^2 = 47784, \sum_{i=1}^{10} x_i y_i = 13610$$

(1) 求  $y$  关于  $x$  的经验回归方程  $\hat{y} = \hat{a} + \hat{b}x$ ; (2) 检验一元线性回归的显著性 ( $\alpha = 0.05$ )。

解: (1)  $\bar{x} = 19.5, \bar{y} = 68.6, n = 10$

$$S_{xx} = \sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2 = 82.5$$

$$S_{xy} = \sum_{i=1}^n x_i y_i - n \bar{x} \bar{y} = 233$$

$$\hat{b} = \frac{S_{xy}}{S_{xx}} = 2.8242$$

$$\hat{a} = \bar{y} - \hat{b} \bar{x} \approx 13.53$$

$$\hat{y} = 13.53 + 2.8242 x$$

(2)  $H_0: b = 0, H_1: b \neq 0$ .

检验统计量:  $t = \frac{\hat{b}}{\hat{\sigma}} \sqrt{S_{xx}}$ ,

$$\text{其中 } \hat{\sigma} = \sqrt{\frac{Q_e}{n-2}}, Q_e = S_{yy} - \hat{b} S_{xy}$$

拒绝域  $|t| > t_{\alpha/2}(n-2)$ .

计算得  $S_{yy} = \sum_{i=1}^n y_i^2 - n \bar{y}^2 = 724.4$

$$Q_e = 66.3614, \hat{\sigma} = 2.88,$$

$$|t| = 8.907 > 2.3060 = t_{0.025}^{(8)}$$

落入拒绝域, 故回归效果显著。

分数	阅卷人

8、(12 分) 粮食加工厂用 4 种不同的方法贮藏粮食，贮藏一段时间后，分别抽样化验，得到粮食含水率的数据如下：

贮藏方法	测量值数据				
	I	II	III	IV	V
I	7.3	8.3	7.7	8.4	8.3
II	5.8	7.4	7.2		
III	8.1	6.5	7.0		
IV	7.9	9.1			

试检验这 4 种不同的贮藏方法对粮食的含水率是否有显著的影响？( $\alpha = 0.05$ )

解：  $\bar{y}_1 = 8, \bar{y}_2 = 6.8, \bar{y}_3 = 7.2, \bar{y}_4 = 8.5$

$\bar{y} = 7.6154$

方差分析表

方差来源	平方和	自由度	均方	F 比
因素	4.8139	3	1.6	3.2
误差	4.5	9	0.5	
总和	9.3139	12		

$F = 3.2 < 3.86 = F_{0.05}(3, 9)$

未落入拒绝域，故认为无显著影响。