北京邮电大学 2017-2018 学年第二学期

《概率论与数理统计》期末考试试题标准答案A

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. 设口袋中有白球黑球共9个, 其中有3个白球。现不放回地连续任取3个, 则第一次取得白球, 第二次取得黑球, 第三次取得白球的概率为 1/14。
- 2. 设每次贝努里试验中事件 A 发生的概率为 $\frac{1}{5}$ 。现进行 100 次贝努里试验,设事件 A 发生的次数记为 X ,事件 \overline{A} 发生的次数记为 Y ,则相关系数 $\rho_{XY} = -1$ 。
- 3. 设随机变量 X 的分布函数为 F(x), 概率密度函数为 $f(x) = \begin{cases} 3e^{-3x}, & x > 0, \\ 0, & x \le 0, \end{cases}$ 则 $F(2) = 1 e^{-6} .$
- 4. 某人到达办公室的时间均匀分布在 8~12 时,他的秘书到达办公室的时间均匀分布在 7~9 时,设两人到达的时间相互独立,则他们到达办公室的时间相差不超过 5 分钟的概率为 1/48。
- 5. 设随机变量 $X \square N(2,1)$, $Y \square B(10,0.5)$,且 X,Y 不相关,则 D(4X+2Y-2)=26。
- 6. 设随机变量序列 $\{X_i, i=1,2,...\}$ 独立同分布,概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & 0 < x < 2 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}, \quad \text{则当} n \to \infty \text{时}, \quad \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i \text{ 依概率收敛到}_{\underline{\quad 1 \ }}.$$

7. 设 X_1, X_2, \cdots, X_n 为来自正态总体 N(0,1) 的样本,令 $Y = \overline{X}^2 - \frac{S^2}{n}$,其中 $\overline{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$,

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2$$
, $\mathbb{M} E(Y) = \underline{0}$.

8. 设 X_1, X_2, \cdots, X_n 为来自正态总体 $N(\mu, 1)$ 的一个样本, Y_1, Y_2, \cdots, Y_m 为来自正态

总体 $N(\mu, 2^2)$ 的一个样本, μ 的一个无偏估计有形式 $T = a\sum_{i=1}^n X_i + b\sum_{j=1}^m Y_j$,则 a 和 b 应满足条件 $\underline{an+bm=1}$ 。

9. 设 X_1, X_2, \cdots, X_{15} 是来自正态总体 N(0,4) 的样本,则统计量

$$Y = \frac{X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_{10}^2}{2(X_{11}^2 + X_{12}^2 + \dots + X_{15}^2)}$$
 服从 $F(10,5)$ 分布。(给出分布类型及参数)

10. 已知某种材料干燥时间 X 服从 $N(\mu, \sigma^2)$, μ, σ^2 未知,随机抽查容量为n 的样本,测得样本均值为 \bar{X} ,样本标准差为S ,则 X 的期望 μ 的置信度等于 $1-\alpha$ 的双侧置

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

二、(8分)设顾客在某银行窗口等待服务的时间 X(分钟)服从指数分布,其概率 密度函数为:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{5}e^{-\frac{x}{5}}, & x > 0\\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

顾客在窗口等待服务,若超过 10 分钟就离开。他一个月要到银行 5 次,以 Y 表示一个月内他未等到服务而离开窗口的次数。

(1) 写出Y的分布律, (2) 求P(Y ≥ 1)。

解:(1)该顾客"一次等待服务未成而离去"的概率为

$$P(X > 10) = \int_{10}^{+\infty} f_X(x) dx = \frac{1}{5} \int_{10}^{+\infty} e^{-\frac{x}{5}} dx = -e^{-\frac{x}{5}} \Big|_{10}^{+\infty} = e^{-2}$$

因此 $Y \square B(5,e^{-2})$, Y的分布律为 $P(Y=k) = C_5^k e^{-2k} (1-e^{-2})^{5-k}$, $k=0,1,\cdots,5$ (6分)

(2) 由 Y 的分布律,有

$$P(Y \ge 1) = 1 - P(Y = 0) = 1 - (1 - e^{-2})^5$$
 (2 分)

三、(10 分)已知函数 $F(x) = \begin{cases} Ae^x, & x < 0, \\ B - Ae^{-x}, &$ 其它, 为连续型随机变量 X 的分布函数,

求(1)常数 A , B , (2) X 的概率密度函数 , (3) 概率 $P\{-1 < X < 2\}$ 。

解.(1) 由分布函数的性质知 $\lim_{x\to\infty} F(x)=1$, 从而 B=1,

又由连续型随机变量的分布函数的连续性知F(x)在x=0处有F(0-0)=F(0),

即 A=1-A, 所以 A=1/2。

(4分)

(2) X 的概率密度函数为 $f(x) = F'(x) = e^{-|x|}/2, -\infty < x < +\infty$. (3分)

(3)
$$P\{-1 < X < 2\} = F(2) - F(-1) = 1 - e^{-2} / 2 - e^{-1} / 2$$
.

(3分)

四、(10分)设 A 和 B 为两个随机事件,且 $P(A) = \frac{1}{4}$, $P(B|A) = \frac{1}{3}$, $P(A|B) = \frac{1}{2}$,

令
$$X = \begin{cases} 1, & A$$
发生 $Y = \begin{cases} 1, & B$ 发生 $0, & A$ 不发生 $Y = \begin{cases} 1, & B$ 发生

求(1) X与 Y的联合分布律和边缘分布律,

(2)
$$Z = X^2 + Y^2$$
 的分布律。

解:
$$P\{X = 1, Y = 1\} = P(\overline{AB}) = P(A)P(B|A) = \frac{1}{12}$$
,
 $P\{X = 1, Y = 0\} = P(\overline{AB}) = P(A) - P(AB) = \frac{1}{6}$
 $P\{X = 0, Y = 1\} = P(\overline{AB}) = P(B) - P(AB) = \frac{1}{12}$
 $P\{X = 0, Y = 0\} = P(\overline{AB}) = 1 - P(A \cup B) = \frac{2}{3}$

X与Y联合分布律和边缘分布律

X	1	0	X边缘分布律
1	1	1	1
	12	6	$\frac{\overline{4}}{4}$
0	1	2	3
	12	3	4
Y边缘分布律	1	5	Ja
	6	6	

(6分)

(2)
$$P\{Z=0\} = \frac{2}{3}$$
, $P\{Z=1\} = \frac{1}{4}$, $P\{Z=2\} = \frac{1}{12}$

2的分布律为

= 11174		
Z 0	1	2

P	$\frac{2}{3}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{12}$
			(14)

五、(12分)设随机变量(X,Y)的联合概率密度函数为

$$f(x,y) = \begin{cases} xe^{-y}, & 0 < x < y < +\infty, \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

(1) 求 $f_{x|y}(x|y)$, (2) 求 $P\{X < 1|Y = 1\}$, (3) 判断 X 与 Y 是否独立?

解: (1)
$$f_{\gamma}(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \frac{1}{2} y^2 e^{-y}, & y > 0, \\ 0, & y \le 0. \end{cases}$$

$$y > 0, f_{x|y}(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_y(y)} = \begin{cases} \frac{2x}{y^2}, & 0 < x < y < +\infty, \\ 0, & 其他. \end{cases}$$
 (4分)

(2) 由条件密度的性质知 $P\{X < 1 | Y = 1\} = \int_{-\infty}^{1} f_{X|Y}(x|1) dx$,

又
$$f_{x|Y}(x|1) = \begin{cases} 2x, & 0 < x < 1, \\ 0, &$$
其他. \end{cases} 故 $P\{X < 1|Y = 1\} = \int_0^1 2x \, \mathrm{d}x = 1$ (4分)

(3)
$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} xe^{-x}, & x > 0, \\ 0, & x \le 0. \end{cases}$$

由于 $f(x,y) \neq f_X(x) \cdot f_Y(y)$, 故不独立。 (4分)

六、(12 分)设 X_1, X_2, \cdots, X_n 是来自总体X的样本,总体X 服从参数为 λ 的泊松分布,求(1) λ 的最大似然估计 $\hat{\lambda}$,(2) λ 的矩估计 $\hat{\lambda}$,(3) $\hat{\lambda}$ 和 $\hat{\lambda}$ 是否是 λ 的无偏估计。

解: (1) 似然函数为
$$L(\lambda) = \prod_{i=1}^{n} \left[\frac{\lambda^{x_i}}{x_i!}e^{-\lambda}\right] = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{\prod_{i=1}^{n} (x_i!)}e^{-n\lambda}$$

I仅对数得
$$\ln L(\lambda) = (\sum_{i=1}^{n} x_{i}) \ln \lambda - \sum_{i=1}^{n} \ln(x_{i}!) - n\lambda$$

两边求导得似然方程
$$\frac{d \ln L}{d \lambda} = \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^{n} x_i - n = 0$$

故最大似然估计为
$$\hat{\lambda} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i = \overline{x}$$
 (4分)

(2) 因为 $E(X) = \lambda$,

故矩估计为
$$\hat{\lambda} = A_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i = \overline{x}$$
 (4分)

(3) 因为 $E(\bar{X}) = E(X) = \lambda$, 所以 $\hat{\lambda}$ 和 $\hat{\lambda}$ 都是 λ 的无偏估计。 (4分)

七、(8 分)(1)某材料质量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ (单位: kg)。 已知 $\sigma = 8$ kg, 现从该厂生产的一大批产品中随机抽取 16 个样品,测得样本均值 x = 575.2 kg。

问:这批材料的平均质量可否认为是 570 kg?

(显著性水平
$$\alpha = 5\%$$
, 检验假设 $H_0: \mu = 570, H_1: \mu \neq 570$

- (2) 某材料质量在正常条件下服从正态分布 $N(\mu, 0.048^2)$ 。 某日抽取 5 个样品,测得其质量为: 1.31, 1.55, 1.34, 1.40, 1.45。

解: (1) 要检验的假设为 $H_0: \mu = 570, H_1: \mu \neq 570$

检验用的统计量
$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0,1)$$
,

拒绝域为
$$|Z| \ge z_g = z_{0.025} = 1.96$$
. (2分)

由计算知
$$|Z| = \frac{575.2 - 570}{8/\sqrt{16}} = 0.65\sqrt{16} = 2.6 > 1.96$$
,落在拒绝域内,

(2) 要检验的假设为 $H_0: \sigma^2 = 0.048^2$, $H_1: \sigma^2 \neq 0.048^2$

检验用的统计量
$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} = \frac{\sum\limits_{i=1}^5 (X_i - \overline{X})^2}{\sigma_0^2} \sim \chi^2 (n-1)$$
,

拒绝域为
$$\chi^2 \ge \chi^2_{\alpha/2}(n-1) = \chi^2_{0.05}(4) = 9.488$$
 或

$$\chi^2 \le \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1) = \chi_{0.95}^2(4) = 0.711$$
 (2 分)

 $\bar{x} = 1.41$

由计算知 $\chi_0^2 = 0.0362/0.0023 = 15.739 > 9.488$, 落在拒绝域内,

故拒绝原假设 H_0 , 即认为这天的材料质量的总体方差不正常 .(2 分)

附表:标准正态分布数值表 χ^2 分布数值表

$$z_{0.025} = 1.96$$

$$z_{0.06} = 1.65$$

$$t_{0.05}(15) = 1.75$$

$$t_{0.025}(15) = 2.13$$

$$\chi^2_{0.05}(4) = 9.488$$

$$\chi^2_{\rm acc}(4) = 0.711$$

$$\chi^2_{0.05}(5) = 11.071$$

$$z_{0.05} = 1.65$$
 $\chi_{0.95}^{2}(4) = 0.711$ $t_{0.05}(15) = 1.75$ $\chi_{0.05}^{2}(5) = 11.071$ $\chi_{0.025}^{2}(5) = 2.13$ $\chi_{0.95}^{2}(5) = 1.145$

(IV) 由给定的样本值, 计算得

$$\overline{X} = 1259$$
, $S^2 = \frac{570}{4}$, $\exists \mathbb{R} \left| \hat{T} \right| = \left| \frac{1259 - 1277}{\sqrt{570/(4 \times 5)}} \right| = 3.37 \dots 1$

- (V) 由于 $|\hat{T}| > 2.776$,从而否定 H_0 ,认为 $\mu \neq 1277$,即该仪器测温度有系统误差. . . . 1 分
- (2) 设连续随机变量 X 的 r 绝对矩 $E(|X|^r)$ 存在 (r>0), 证明对于任意的 $\varepsilon>0$, 有

$$P\{|X| \ge \varepsilon\} \le \frac{E(|X|')}{\varepsilon'}.$$

证明:设随机变量的密度函数为f(x),则

$$P\{|X| \ge \varepsilon\} = \int_{|X| \ge \varepsilon} f(x) dx \le \int_{|X| \ge \varepsilon} \frac{|x|^r}{\varepsilon^r} f(x) dx \le \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{|x|^r}{\varepsilon^r} f(x) dx = \frac{E(|X|^r)}{\varepsilon^r},$$

即
$$P\{|X| \ge \varepsilon\} \le \frac{E(|X|^r)}{\varepsilon'}$$
. 每一步正确给 1 分。