

概率与数理统计试题 (A 卷)

座号 _____ 班级 _____ 学号 _____ 姓名 _____

(本试卷共 8 页, 八大题, 满分 100 分; 最后一页空白纸为草稿纸, 可撕下, 考试结束后不交此页草稿纸, 答案写在草稿纸上无效)

题号	一	二	三	四	五	六	七	八	总分	核分
得分										
签名										

附表:

$$\Phi(2)=0.9772, \Phi(1.96)=0.975, \Phi(1.64)=0.95, \Phi(3)=0.9987, \Phi(1)=0.8413, \Phi(1/3)=0.6293,$$

$$t_{0.05}(9)=1.8331, t_{0.05}(10)=1.8125, t_{0.025}(9)=2.2622, t_{0.025}(10)=1.8125, \chi_{0.95}^2(9)=3.325,$$

$$\chi_{0.95}^2(10)=3.940, \chi_{0.975}^2(9)=2.700, \chi_{0.975}^2(10)=3.247, \chi_{0.025}^2(9)=19.022, \chi_{0.025}^2(10)=20.483,$$

$$\chi_{0.05}^2(9)=16.919, \chi_{0.05}^2(10)=18.307, \sqrt{10}=3.16$$

一、填空题 (10 分, 将答案写在下面的表格中)

得分

序号	1	2	3	4	5
答案					

1. 设离散型随机变量 X 的分布律为 $P(X=k)=C \cdot \frac{\lambda^k}{k!}, \lambda > 0, k=1, 2, \dots$, 则常数 C 为_____.2. 设随机变量 X 服从正态分布 $N(2, 5)$, 随机变量 Y 服从正态分布 $N(1, 4)$, 且 X 与 Y 相互独立, 则概率 $P(X \leq Y+4)=$ _____.3. 设随机变量 X 与 Y 相互独立且都服从均匀分布 $U(0, \theta)$, 则 $E[\min(X, Y)]=$ _____.4. 设总体 X 服从期望为 2 的指数分布, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的简单随机样本, $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, 则统计量 $\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 的数学期望为_____.5. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 为取自总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本, 其中 $\mu \in R, \sigma > 0$ 均未知, $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 分别表示样本均值和样本方差, 则对于给定的常数 $\alpha (0 < \alpha < 1)$, 区间 $[\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2}(n-1), \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2}(n-1)]$ 包含 μ 的概率是_____.

二、(12分)

得分

在数字通讯中，信号由 0 和 1 组成，因为有随机干扰，收到信号时，0 被误收作 1 的概率为 0.2，而 1 被误收作 0 的概率为 0.1，假定发送信号 0 与 1 的几率均等。

1. 求发送的是信号 0 且收到的也是信号 0 的概率；
2. 求收到的是信号 0 的概率；
3. 已知收到的是信号 0，求发出的是信号 0 的概率。

三、(10分)

得分

1. 叙述“事件 A 概率为零”与“事件 A 为不可能事件”的关系，并给出例子支持你的结论.

2. 设连续型随机变量 X 的概率密度函数为

$$f_X(x) = \begin{cases} \theta x^{\theta-1}, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

其中常数 $\theta > 0$ ，令 $Y = -2\theta \ln X$. 求 Y 的概率密度函数 $f_Y(y)$.

设二维连续型随机变量 (X, Y) 的概率密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} Ce^{-2x}, & x > 0, 0 < y < x, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

1. 确定常数 C 的值;
2. 求 X 与 Y 边缘概率密度函数 $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$, 并判断 X 与 Y 是否独立;
3. 求 $Z=X+Y$ 的概率密度函数 $f_Z(z)$;
4. 求概率 $P(X \leq Y+2)$.

五、(14分)

得分

1. 叙述两个随机变量 X 和 Y 的相关系数 ρ_{XY} 的含义.
2. 设 G 是由 x 轴、 y 轴及直线 $2x+y-2=0$ 所围成的区域, 二维随机变量 (X,Y) 在 G 内服从均匀分布. 求 X 与 Y 的相关系数 ρ_{XY} .

六、(10分)

得分

已知随机变量 X_1, X_2, \dots, X_{100} 独立同分布且均服从 $U(0, 1)$, 令 $Y = X_1 \cdot X_2 \cdots X_{100}$, 求 $Y < e^{-80}$ 的概率的近似值.

七、(14分)

得分

设总体 X 服从参数为 p 的几何分布, 其中 $0 < p < 1$ 为未知参数, X_1, X_2, \dots, X_n 为取自该总体的样本, x_1, x_2, \dots, x_n 为相应的样本观测值.

1. 求参数 p 的矩估计;
2. 求 p 的最大似然估计.

八、(14分) 得分

1. 在假设检验问题中

(1) 若检验结果是接受原假设, 则检验可能犯哪一类错误?

(2) 若检验结果是拒绝原假设, 则检验又有可能犯哪一类错误?

2. 某厂生产的汽车电池使用寿命服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 其说明书上写明其标准差不超过 0.9 年。现随机抽取 10 个, 得样本均值为 4 年, 样本标准差为 1.2 年, 请在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下, 检验厂方说明书上所写的标准差是否可信。

概率与数理统计试题 (A 卷) - 参考答案(一)

一、填空题 (10 分, 每空 2 分)

1. $(e^{\lambda} - 1)^{-1}$; 2. 0.8413 ; 3. $\frac{\theta}{3}$; 4. 4 ; 5. $1-\alpha$.

二、(12 分)

解: 令 $A = \{\text{收到的是信号0}\}$

$B = \{\text{发出的是信号0}\}$

$\bar{B} = \{\text{发出的是信号1}\}$

则 B, \bar{B} 是样本空间的划分

由已知

$$P(B) = \frac{1}{2}, \quad P(A|B) = 0.8$$

$$P(\bar{B}) = \frac{1}{2}, \quad P(A|\bar{B}) = 0.1$$

1. 由乘法公式得

$$P(BA) = P(B)P(A|B) = \frac{1}{2} \times 0.8 = 0.4$$

2. 由全概率公式得

$$\begin{aligned} P(A) &= P(B)P(A|B) + P(\bar{B})P(A|\bar{B}) \\ &= \frac{1}{2} \times 0.8 + \frac{1}{2} \times 0.1 = 0.45 \end{aligned}$$

3. 由条件概率的定义得

$$P(B|A) = \frac{P(BA)}{P(A)} = \frac{0.4}{0.45} = \frac{40}{45} = \frac{8}{9}$$

三、(10 分)

1. 答: 若 A 为不可能事件, 则一定有 A 的概率为零;

但是反过来不成立, 反例如下:

设 X 服从正态分布, $A = \{X = 0\}$, 则 A 的概率为零, 但 A 不是不可能事件。

2. 解: $Y = -2\theta \ln X$ 的可取值范围是 $(0, +\infty)$

因为 $y' = -\frac{2\theta}{x} < 0$

其反函数为 $x = h(y) = e^{-\frac{1}{2\theta}y}$

且 $|h'(y)| = \frac{1}{2\theta} e^{-\frac{1}{2\theta}y}$

所以 $Y = -2\theta \ln X$ 的密度函数为

$$f_Y(y) = \begin{cases} \theta e^{-\frac{\theta-1}{2\theta}y} \frac{1}{2\theta} e^{-\frac{1}{2\theta}y}, & y > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{2} e^{-\frac{1}{2}y}, & y > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

四、(16 分)

解: 1. 由概率密度的性质得

$$1 = \iint_{R^2} f(x, y) dx dy = \int_0^{\infty} dx \int_0^x C e^{-2x} dy$$

$$\text{化简后得到 } 1 = \int_0^{\infty} dx \int_0^x C e^{-2x} dy = \int_0^{\infty} C e^{-2x} x dx = \frac{C}{2} \int_0^{\infty} 2e^{-2x} x dx = \frac{C}{2} \frac{1}{2}$$

所以 $C=4$

2. 由 1 知 (X, Y) 的概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} 4e^{-2x}, & x > 0, 0 < y < x, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

$$\text{当 } x > 0 \text{ 时, } f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_0^x 4e^{-2x} dy = 4xe^{-2x}$$

所以 X 的边缘概率密度为

$$f_X(x) = \begin{cases} 4xe^{-2x}, & x > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$\text{当 } y > 0 \text{ 时, } f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_y^{\infty} 4e^{-2x} dx = 2e^{-2y}$$

所以 Y 的边缘概率密度为

$$f_Y(y) = \begin{cases} 2e^{-2y}, & y > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$\text{因为 } f_X(x) \cdot f_Y(y) = 4xe^{-2x} \cdot 2e^{-2y} \neq f(x, y)$$

所以 X 与 Y 不独立。

3. $Z=X+Y$ 的概率密度函数为

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z-x) dx = \begin{cases} \int_{z/2}^z 4e^{-2x} dx, & z > 0 \\ 0 & z \leq 0 \end{cases} = \begin{cases} 2e^{-z} - 2e^{-2z}, & z > 0 \\ 0 & z \leq 0 \end{cases}$$

4. 由题设条件

$$P(X \leq Y+2) = \iint_{x \leq y+2} f(x, y) dx dy = \int_0^{\infty} dy \int_y^{y+2} 4e^{-2x} dx$$

$$= \int_0^{\infty} 2(e^{-2y} - e^{-2(y+2)}) dy = (1 - e^{-4}) \int_0^{\infty} 2e^{-2y} dy = 1 - e^{-4}.$$

五、(14分)

1. 答: $|\rho_{XY}|$ 的大小刻画了 X 和 Y 的线性相关的程度.

若 $|\rho_{XY}|$ 越接近于 1, 说明 X 与 Y 之间越近似有线性关系;

即: X 与 Y 的线性相关的程度越高;

若 $|\rho_{XY}|$ 越接近于 0, 说明 X 与 Y 之间越不能有线性关系;

即: X 与 Y 的线性相关的程度越弱;

若 $|\rho_{XY}| = 1$, 说明 Y 与 X 之间以概率 1 有严格线性关系;

若 $\rho_{XY} = 0$, 说明 X 与 Y 之间没有线性关系, 此时 X 与 Y 之间的关系较复杂, 可能相互独立, 也可能有其他某种非线性的函数关系.

2. 解: 由于区域 G 的面积为 1, 因此 (X, Y) 的联合密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} 1 & (x, y) \in G \\ 0 & (x, y) \notin G \end{cases}$$

$$\text{当 } 0 < x < 1 \text{ 时, } f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_0^{2-2x} dy = 2(1-x)$$

$$\text{所以 } f_X(x) = \begin{cases} 2(1-x) & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

$$\text{当 } 0 < y < 2 \text{ 时, } f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_0^{1-\frac{y}{2}} dx = 1 - \frac{y}{2}$$

$$\text{所以 } f_Y(y) = \begin{cases} 1 - \frac{y}{2} & 0 < y < 2 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

$$\text{又 } E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_0^1 x \cdot 2(1-x) dx = \frac{1}{3}$$

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} y f_Y(y) dy = \int_0^2 y \cdot \left(1 - \frac{y}{2}\right) dy = \frac{2}{3}$$

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_X(x) dx = \int_0^1 x^2 \cdot 2(1-x) dx = 2\left(\frac{1}{3} - \frac{1}{4}\right) = \frac{1}{6}$$

$$E(Y^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} y^2 f_Y(y) dy = \int_0^2 y^2 \cdot \left(1 - \frac{y}{2}\right) dy = \frac{2}{3}$$

则

$$\text{var}(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = \frac{1}{6} - \left(\frac{1}{3}\right)^2 = \frac{1}{18}$$

$$\text{var}(Y) = E(Y^2) - (E(Y))^2 = \frac{2}{3} - \left(\frac{2}{3}\right)^2 = \frac{2}{9}$$

$$\begin{aligned} E(XY) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xyf(x, y) dx dy = \int_0^1 dx \int_0^{2-2x} xy dy = \int_0^1 x \cdot \frac{y^2}{2} \Big|_0^{2-2x} dx \\ &= 2 \int_0^1 x(1-x)^2 dx = 2 \int_0^1 (x^3 - 2x^2 + x) dx = 2 \left(\frac{1}{4} - \frac{2}{3} + \frac{1}{2} \right) = \frac{1}{6} \end{aligned}$$

$$\text{所以 } \text{cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = \frac{1}{6} - \frac{1}{3} \times \frac{2}{3} = -\frac{1}{18}$$

$$\rho_{XY} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{var}(X)}\sqrt{\text{var}(Y)}} = \frac{-\frac{1}{18}}{\sqrt{\frac{1}{18}}\sqrt{\frac{2}{9}}} = -\frac{1}{2}$$

六、(10 分)

解: 令 $Z_k = \ln(X_k)$, $k = 1, 2, \dots, 100$.

$$E(Z_k) = \int_0^1 \ln x dx = (x \ln x - x) \Big|_0^1 = -1$$

$$E(Z_k^2) = \int_0^1 \ln^2 x dx = x \ln^2 x \Big|_0^1 - 2 \int_0^1 \ln x dx = 2$$

$$D(Z_k) = E(Z_k^2) - E^2(Z_k) = 1$$

由独立同分布的中心极限定理得

$$\frac{\sum_{k=1}^{100} Z_k - 100 \times (-1)}{\sqrt{100 \times 1}} \text{ 近似服从 } N(0, 1).$$

$$P(Y < e^{-80}) = P\left(\sum_{k=1}^{100} Z_k < -80\right)$$

$$= P\left(\frac{\sum_{i=1}^{100} Z_i - 100 \times (-1)}{\sqrt{100}} < \frac{-80 - 100 \times (-1)}{\sqrt{100}}\right)$$

$$\approx \Phi(2)$$

$$= 0.9772$$

七、(14 分)

解: 1. X 的概率分布律为: $P(X = k) = p(1-p)^{k-1}, k = 1, 2, \dots$

$$\mu_1 = E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot p(1-p)^{k-1} = p \left(\sum_{k=1}^{\infty} q^k \right)' = p \left(\frac{q}{1-q} \right)' = 1/p$$

解方程得 $p=1/\mu_1$

用 \bar{X} 代替 μ_1 , 得参数 p 的矩估计 $\hat{p}=1/\bar{X}$

2. 易知似然函数为:

$$L(p) = \prod_{i=1}^n p(1-p)^{x_i-1} = p^n (1-p)^{\sum_{i=1}^n x_i - n}$$

对数似然函数为:

$$\ln L(p) = n \ln p + (\sum_{i=1}^n x_i - n) \ln(1-p)$$

关于未知参数 p 求导数并令导函数为 0, 得

$$\frac{d \ln L(p)}{dp} = \frac{n}{p} - \frac{1}{1-p} (\sum_{i=1}^n x_i - n) = 0$$

解方程得 p 的最大似然估计为 $\hat{p} = n / \sum_{i=1}^n x_i = 1/\bar{x}$

最大似然估计量为 $\hat{p} = 1/\bar{X}$

八、(14 分)

1. 答: (1) 若检验结果是接受原假设, 则检验有可能犯第二类错误;

(2) 若检验结果是拒绝原假设, 则检验有可能犯第一类错误.

2. 解: 提出假设 $H_0: \sigma \leq 0.9$; $H_1: \sigma > 0.9$

检验统计量 $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$

拒绝域 $W = \{(x_1, \dots, x_n): \chi^2 \geq \chi_\alpha^2(n-1)\}$

查表得 $\chi_\alpha^2(n-1) = \chi_{0.05}^2(9) = 16.919$

计算得 $\chi^2 = \frac{9s^2}{0.9^2} = \frac{9 \times 1.2^2}{0.9^2} = 16 < 16.919$

未落入拒绝域, 所以接受原假设, 即认为说明书上所写的标准差可信