清华大学试题专用纸

考试课程: 概率论与数理统计 考试时间: 2022年6月13日9: 00-11: 00

$$P(\overline{A}) = P(B)P(\overline{A} | B) + P(\overline{B})P(\overline{A} | \overline{B}) = 0.4 \times 0.7 + 0.6 \times 0.3 = 0.46$$

$$P(A) = 1 - P(\overline{A}) = 0.54$$
, $P(B \mid A) = \frac{P(B)P(A \mid B)}{P(A)} = \frac{0.4 \times 0.3}{0.54} = \frac{2}{9}$ \$\times 0.22

2. 设随机变量 X 的分布律为 $P(X=k)=c\cdot \frac{3^k}{k!}, k=1,2,\cdots$ 。则常数 c=______。

$$1 = ce^{\lambda} \left(1 - e^{-\lambda} \right) \Rightarrow c = \frac{1}{e^{\lambda} - 1} \Rightarrow c = \frac{1}{e^{2} - 1}$$

3. 设 $X \sim N(1,4)$, $P(X < a) = \Phi(-1)$ 。则a =_______。

【解析】 若
$$X \sim N(1,4)$$
, $\frac{X-1}{2} \sim N(0,1)$ 进行标准化,

$$P(X < a) = P\left(\frac{X-1}{2} < \frac{a-1}{2}\right) = \Phi\left(\frac{a-1}{2}\right) = \Phi\left(-1\right) \Rightarrow a = -1.$$

$$2\Phi(y)-1=2\Phi(2)-1=2\cdot 0.98-1=0.96$$

$$F_{Y}(y) = P(Y \le y) = P(|X| \le y) = P(-y \le X \le y) = \Phi(y) - \Phi(-y) = \Phi(y) - (1 - \Phi(y)) = 2\Phi(y) - 1$$

期望的最小二乘性质,
$$\min E((Y-c)^2) = Var(Y) = n \cdot 3.75 = 30$$

6. 设随机变量 X 的密度函数为 $p(x) = \frac{1}{2}e^{\frac{-1}{2}x}I_{x\geq 0}$,则 $E\left(X^2 \cdot e^{\frac{X}{3E(X)}}\right) = ($)

$$E\left(X^{2}e^{\frac{X}{3E(X)}}\right) = E\left(X^{2}e^{\frac{X}{6}}\right) = \int_{0}^{\infty} x^{2}e^{\frac{x}{6}} \frac{1}{2}e^{-\frac{x}{2}}dx = \frac{1}{2}\int_{0}^{\infty} x^{2}e^{-\frac{x}{3}}dx = \frac{1}{2} \cdot 3 \cdot \int_{0}^{\infty} x^{2} \frac{1}{3}e^{-\frac{x}{3}}dx = \frac{3}{2}E\left(X^{2}\right) = \frac{3}{2}\left(3^{2} + 3^{2}\right) = \frac{3}{2}\left(3^{2} + 3^$$

7. 将一枚均匀的硬币独立地抛掷 n 次,利用中心极限定理估计,若使正面次数的比例在 0.45 次到 0.55 之间的概率不低于 0.96, n 至少要达到_____。

解: 正面次数 $X \sim b(n,0.5)$, 所以 $X \sim N\left(\frac{n}{2},\frac{n}{4}\right)$, $\frac{X}{n} \sim N\left(\frac{1}{2},\frac{1}{4n}\right)$

$$2\sqrt{n}\left(\frac{X}{n} - \frac{1}{2}\right) \sim N(0,1), \quad P\left(0.4 \le \frac{X}{n} \le 0.6\right) = P\left(-0.1\sqrt{n} \le 2\sqrt{n}\left(\frac{X}{n} - \frac{1}{2}\right) \le 0.1\sqrt{n}\right) \ge 0.96$$

$$0.1\sqrt{n} \ge u_{0.98} \quad \Rightarrow \quad n \ge 400$$

8. 设总体 $X \sim N\left(\mu, 0.5^2\right)$, X_1, X_2, \cdots, X_n 为样本,要使 μ 的置信系数 96%的双侧置信区间长度不超过 0.4,则样本容量 n 至少要达到_______。

解: $X \sim N(\mu, 0.5^2) \Rightarrow \overline{X} \sim N(\mu, \frac{0.5^2}{n}) \Rightarrow \frac{\overline{X} - \mu}{0.5/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$.

$$P\left\{\left|\frac{\bar{X}-\mu}{0.5/\sqrt{n}}\right| \le u_{0.98}\right\} = 0.96 \implies P\left(\bar{X}-\frac{u_{0.98}}{2\sqrt{n}} \le \mu \le \bar{X}+\frac{u_{0.98}}{2\sqrt{n}}\right)$$

置信区间长度为
$$2 \cdot \frac{u_{0.98}}{2\sqrt{n}} = \frac{2}{\sqrt{n}}$$
 , 令 $\frac{2}{\sqrt{n}} \le 0.4$, 得到 $n \ge 25$

9. 设总体 X 服从期望为 θ 的指数分布, X_1,X_2,\cdots,X_n 是来自 X 的简单随机样本, $Y=\min\left(X_1,X_2,\cdots,X_n\right)$,则利用 Y 得到的参数 θ 的无偏统计量是_______。

$$NY = \min(X_1, X_2, \dots, X_n) \sim Exp(n\lambda), \quad E(Y) = \frac{1}{n\lambda}$$

10. 设一批零件的长度服从正态分布 $N\left(\mu,\sigma^2\right)$,其中 μ 与 σ^2 均未知,先从中随机抽取 4 个零件,测得样本均值 $\overline{x}=20\,\mathrm{cm}$,样本标准差 $s=1\,\mathrm{cm}$,则 μ 的置信水平 0.9 的置信区间_______。

$$\left[20-\frac{t_{0.95}(3)}{2},20+\frac{t_{0.95}(3)}{2}\right]=\left[20-1.18,20+1.18\right]=\left[18.82,21.18\right],$$

二. (10分) 某厂有甲、乙、丙三车间生产同一种产品,产量分别占总产量的 60%,30%和 10%。各车间的次品率分别是 2%,5%,6%。试求

- (1) 在该厂产品中任取一件, 恰为次品的概率;
- (2) 若发现一件产品为次品, 该次品来自甲车间的概率?

解:设事件A为次品,产品由甲、乙、丙三车间生产分别设为事件 B_1,B_2,B_3

(1)
$$P(A) = P(B_1)P(A|B_1) + P(B_2)P(A|B_2) + P(B_3)P(A|B_3)$$

= $0.6 \times 0.02 + 0.3 \times 0.05 + 0.1 \times 0.06 = 0.033$

(2)
$$P(B_1|A) = \frac{P(B_1)P(A|B_1)}{P(A)} = \frac{0.6 \times 0.02}{0.033} = \frac{4}{11}$$

三. $(8 \, \mathcal{G})$ 设随机变量 $X \sim U\left(0,2\right)$, $Y = X^3$, 求随机变量 Y 的分布函数、密度函数、期望和方差。

解:
$$p_X(x) = \frac{1}{2}I_{0 < x < 2}$$
,

当
$$y \le 0$$
 时, $F_v(y) = 0$; 当 $y \ge 8$ 时, $F_v(y) = 1$;

当
$$0 < y < 8$$
 时, $F_Y(y) = P(Y < y) = P(X^3 < y) = P(X < \sqrt[3]{y}) = \frac{\sqrt[3]{y}}{2}$;

$$Y$$
的分布函数 $F_Y\left(y\right) = egin{cases} 0, & y \leq 0 \ rac{\sqrt[3]{y}}{2}, & 0 < y < 8, \ 1, & y \geq 8 \end{cases}$

$$Y$$
 的密度函数 $p_Y(y) = \frac{dF_Y(y)}{dy} = \frac{1}{6}y^{-\frac{2}{3}}I_{0 < y < 8}$;

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} y p_Y(y) dy = \int_0^8 y \frac{1}{6} y^{-\frac{2}{3}} dy = \frac{1}{6} \cdot \frac{3}{4} \cdot y^{\frac{4}{3}} \bigg|_0^8 = 2$$

$$E(Y^{2}) = \int_{-\infty}^{+\infty} y^{2} p_{Y}(y) dy = \int_{0}^{8} y^{2} \frac{1}{6} y^{-\frac{2}{3}} dy = \frac{1}{6} \cdot \frac{3}{7} \cdot y^{\frac{7}{3}} \bigg|_{0}^{8} = \frac{64}{7}$$

$$Var(Y) = E(Y^2) - E(Y)^2 = \frac{64}{7} - 4 = \frac{36}{7}$$
.

四. (10 分) 随机变量 X_1 以等可能取值为 0和1 , X_2 以等可能取值为 0,1,2 , X_1 和 X_2 相互独立

- (1) $Y_1 = X_1 2X_2$, $Y_2 = X_1 + 2X_2$, RY_1, Y_2 的联合分布;
- (2) 计算相关系数 $\rho(Y_1,Y_2)$ 。

解: (1)
$$(X_1 = 0, X_2 = 0) \rightarrow (Y_1 = 0, Y_2 = 0), (X_1 = 0, X_2 = 1) \rightarrow (Y_1 = -2, Y_2 = 2)$$

 $(X_1 = 0, X_2 = 2) \rightarrow (Y_1 = -4, Y_2 = 4), (X_1 = 1, X_2 = 0) \rightarrow (Y_1 = 1, Y_2 = 1)$
 $(X_1 = 1, X_2 = 1) \rightarrow (Y_1 = -1, Y_2 = 3), (X_1 = 1, X_2 = 2) \rightarrow (Y_1 = -3, Y_2 = 5)$

$$P(Y_1 = 0, Y_2 = 0) = \frac{1}{6}, P(Y_1 = -2, Y_2 = 2) = \frac{1}{6}$$

$$P(Y_1 = -4, Y_2 = 4) = \frac{1}{6}, P(Y_1 = 1, Y_2 = 1) = \frac{1}{6}$$

$$P(Y_1 = -1, Y_2 = 3) = \frac{1}{6}, P(Y_1 = -3, Y_2 = 5) = \frac{1}{6}$$

(2)
$$E(X_1) = \frac{1}{2}, E(X_1^2) = \frac{1}{2}, E(X_2) = 1, E(X_2^2) = \frac{5}{3}$$

$$E(X_1X_2) = \frac{1}{6}(1+2) = \frac{1}{2}$$

$$E(Y_1) = E(X_1 - 2X_2) = -\frac{3}{2}, \quad E(Y_2) = E(X_1 + 2X_2) = \frac{5}{2}$$

$$Cov(Y_1, Y_2) = E((X_1 - 2X_2)(X_1 + 2X_2)) - E(Y_1)E(Y_2)$$

$$= E(X_1^2) - 4E(X_2^2) + \frac{15}{4} = -\frac{29}{12}$$

$$Var(Y_1) = E((X_1 - 2X_2)^2) - \frac{9}{4} = E(X_1^2) + 4E(X_2^2) - 4E(X_1, X_2) = \frac{43}{6} - 2 - \frac{9}{4} = \frac{35}{12}$$

$$Var(Y_2) = E((X_1 + 2X_2)^2) - \frac{25}{4} = \frac{43}{6} + 2 - \frac{25}{4} = \frac{35}{12}$$

$$\rho(Y_1, Y_2) = \frac{Cov(Y_1, Y_2)}{\sqrt{Var(Y_1)Var(Y_2)}} = \frac{-\frac{29}{12}}{\sqrt{\frac{35}{12}\frac{35}{12}}} = -\frac{29}{35}.$$

五. (10 分) 已知
$$(X,Y)\sim Nig(0,0,2,2,0ig)$$
,求(1) $Eig(X|X+Yig)$;(2) $Eig(X^2|X+Y=4ig)$ 。

解: Cov(X+Y,X-Y)=0, 所以X,Y相互独立,

(1)
$$E(X|X+Y) = E\left(\frac{X+Y}{2} + \frac{X-Y}{2} | X+Y\right)$$

= $E\left(\frac{X+Y}{2} | X+Y\right) + E\left(\frac{X-Y}{2} | X+Y\right) = \frac{X+Y}{2} + 0 = \frac{X+Y}{2}$

或根据对称性 E(X|X+Y)=E(Y|X+Y),

$$E(X|X+Y)+E(Y|X+Y)=E(X+Y|X+Y)=X+Y$$

所以
$$E(X|X+Y) = \frac{X+Y}{2}$$

(2)
$$E(X^2|X+Y=4) = E\left(\left(\frac{X+Y}{2} + \frac{X-Y}{2}\right)^2 | X+Y=4\right)$$

 $= E\left(\left(\frac{X+Y}{2}\right)^2 + 2\left(\frac{X+Y}{2}\right)\left(\frac{X-Y}{2}\right) + \left(\frac{X-Y}{2}\right)^2 | X+Y=4\right)$
 $= E\left(\left(\frac{X+Y}{2}\right)^2 | X+Y=4\right) + E\left(2\left(\frac{X+Y}{2}\right)\left(\frac{X-Y}{2}\right) | X+Y=4\right) + E\left(\left(\frac{X-Y}{2}\right)^2 | X+Y=4\right)$
 $= 4 + 0 + E\left(\left(\frac{X-Y}{2}\right)^2\right) = 4 + \frac{Var(X-Y)}{4} = 4 + \frac{Var(X) + Var(Y)}{4} = 5$

六 (10 分) 抛掷一枚 6 面的色子,出现 1 点至 6 点的概率均为 $\frac{1}{6}$,抛掷过程是相互独立的。直至首次连续出现 1 点 2 点停止。例如:3, 2, 3, 5, 1, 1, 2 停止,抛掷 7 次。试求抛掷次数的期望和方差。

解:设抛掷次数为随机变量X,第k次投掷得到m点记为 $Y_k = m$,

$$E(X) = E(X|Y_1 = 1)P(Y_1 = 1) + E(X|Y_1 \neq 1)P(Y_1 \neq 1)$$

$$= \frac{1}{6}E(X|Y_1 = 1) + \frac{5}{6}(1 + E(X)) \quad \Rightarrow \quad E(X) - E(X|Y_1 = 1) = 5$$

$$E(X|Y_1 = 1) = E(X|Y_1 = 1, Y_2 = 1)P(Y_2 = 1) + E(X|Y_1 = 1, Y_2 = 2)P(Y_2 = 2)$$

$$+ E(X|Y_1 = 1, Y_2 \neq 1, 2)P(Y_2 \neq 1, 2)$$

$$= \frac{1}{6}(1 + E(X|Y_1 = 1)) + \frac{1}{6} \cdot 2 + \frac{4}{6}(2 + E(X)) \quad \Rightarrow \quad 5E(X|Y_1 = 1) - 4E(X) = 11$$

解得 E(X)=36

$$E(X^{2}) = E(X^{2}|Y_{1} = 1)P(Y_{1} = 1) + E(X^{2}|Y_{1} \neq 1)P(Y_{1} \neq 1)$$
$$= \frac{1}{6}E(X^{2}|Y_{1} = 1) + \frac{5}{6}(1 + 2E(X) + E(X^{2}))$$

$$E(X^2)-E(X^2|Y_1=1)=365$$

$$E(X^{2}|Y_{1}=1) = E(X^{2}|Y_{1}=1,Y_{2}=1)P(Y_{2}=1) + E(X^{2}|Y_{1}=1,Y_{2}=2)P(Y_{1}=2)$$

$$+ E(X^{2}|Y_{1}=1,Y_{2}\neq1,2)P(Y_{2}\neq1,2)$$

$$= \frac{1}{6}(1 + 2E(X|Y_{1}=1) + E(X^{2}|Y_{1}=1)) + \frac{1}{6} \cdot 4 + \frac{4}{6}(4 + 4E(X) + E(X^{2}))$$

$$5E(X^2|Y_1=1)-4E(X^2)=659$$
,

$$E(X^2) = 2484$$
, $Var(X) = 1188$

七. (15分) X_1, X_2, \cdots, X_m 是来自二项分布总体 $X \sim b \left(n, p \right)$ 的样本

(1) 当n已知时,用矩估计法求参数 p^2 的无偏估计量;

(2) 当n已知时,用极大似然估计法求参数p的估计量,并判断无偏性,说明理由;

(3) 当n,p均未知时,用矩估计法求参数p的估计量,并判断是否无偏,说明理由。

五. 解: (1)
$$X \sim b(n,p)$$
, 有 $E(X) = np$, $Var(X) = np(1-p)$

对样本均值和样本方差有 $E(\bar{X}) = np$, $E(S^2) = np(1-p)$

因为
$$E(\bar{X}-S^2)=np^2$$
, 所以 $\frac{\bar{X}-S^2}{n}$ 是参数 p^2 的无偏估计量。

解法二:
$$E(X) = np$$
, $E(X^2) = np - np^2 + n^2p^2 = np + n(n-1)p^2$

$$E(X^2-X)=n(n-1)p^2$$
, 设 $A_2=\frac{X_1^2+X_2^2+\cdots+X_n^2}{n}$ 为二阶样本原点矩

可得参数 p^2 的无偏估计量 $\frac{A_2 - \overline{X}}{n(n-1)}$ 。

(2) 似然函数
$$p(x_1, x_2, \dots, x_m; p) = \prod_{k=1}^{m} {m \choose x_k} p^{x_k} (1-p)^{n-x_k}$$

对数似然函数
$$\ln p(x_1, x_2, \dots, x_m; p) = \sum_{k=1}^{m} \left\{ \ln \binom{n}{x_k} + x_k \ln p + (n - x_k) \ln (1 - p) \right\}$$

$$\frac{d \ln p(x_1, x_2, \dots, x_m; p)}{dp} = \sum_{k=1}^{m} \left\{ \frac{x_k}{p} - \frac{(n - x_k)}{1 - p} \right\} = \sum_{k=1}^{m} \frac{x_k}{p} - \sum_{k=1}^{m} \frac{(n - x_k)}{1 - p} = 0$$

$$\frac{m\overline{x}}{p} = \frac{mn - m\overline{x}}{1 - p}$$
 解得 $p = \frac{\overline{x}}{n}$, 所以参数 p 的极大似然估计量 $\hat{p} = \frac{\overline{X}}{n}$ 。

(3)
$$E(X) = np$$
, $Var(X) = np(1-p)$

$$\begin{cases} \bar{X} = np \\ S^2 = np(1-p) \end{cases} \Rightarrow \hat{p} = 1 - \frac{S^2}{\bar{X}}, \quad \hat{n} = \frac{\bar{X}^2}{\bar{X} - S^2}, \quad \sharp + \bar{X} = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_m}{m}, \quad S^2 = \frac{\sum_{k=1}^m X_k}{m-1}$$

一般情况下
$$\hat{p}=1-\frac{S^2}{\bar{X}}$$
 不是参数 p 的无偏估计

$$E(\hat{p}\cdot \overline{X}) = E(\overline{X} - S^2) = np^2$$
, 所以只有当 $E(\hat{p}\cdot \overline{X}) = E(\hat{p})\cdot E(\overline{X})$ 时, $E(\hat{p}) = p$,

也就是只有当
$$\frac{S^2}{\overline{X}}$$
与 \overline{X} 不相关时, $\hat{p}=1-\frac{S^2}{\overline{X}}$ 是参数 p 的无偏估计。

八. (10 分)设某工厂生产一种产品,其质量指标的参数服从正态分布 $N(\mu,3^2)$, $\mu \leq 10$ 为优级, X_1,X_2,\cdots,X_{36} 为来自该正态总体的样本。做假设检验 $H_0:\ \mu \leq 10$ VS $H_1:\ \mu > 10$ 。

- (1) 给出显著性水平为 $\alpha = 0.05$ 的拒绝域范围,以及 $\mu = 11$ 时的错误类型和犯错概率;
- (2) 若希望 $\mu=11$ 时犯错误的概率低于 0.01,至少需要多大的样本容量。

六. 解: (1)
$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{9}{n}\right)$$
, 当 $\mu = 10$, $n = 36$ 时, $\bar{X} \sim N\left(10, \left(\frac{1}{2}\right)^2\right)$

$$2(\bar{X}-10) \sim N(0,1), P(2(\bar{X}-10) > u_{0.95}) = 0.05,$$

拒绝域为
$$\left\{ \overline{X} \middle| \overline{X} > 10 + \frac{u_{0.95}}{2} \right\}$$
, $u_{0.95} = 1.65$, 所以拒绝域为 $\left\{ \overline{X} \middle| \overline{X} > 10.825 \right\}$ 。

$$\mu=11$$
 时为备择假设成立,所以所犯错误未第二类错误, 此时 $\overline{X}\sim N \Biggl(11, \left(rac{1}{2}
ight)^2\Biggr)$

第二类错误的概率
$$P = P(\bar{X} \le 10.82 | \mu = 11) = P(2(\bar{X} - 11) \le 2(10.82 - 11)) = \Phi(-0.36)$$

(2) 样本容量为n时,原假设成立,即 $\mu=10$ 时,0.05 显著性水平的拒绝域为

满足
$$\frac{\sqrt{n}(\bar{X}-10)}{3} > u_{0.95}$$
,即 $\left\{ \bar{X} \middle| \bar{X} > 10 + \frac{3u_{0.95}}{\sqrt{n}} \right\}$

$$\mu = 11 \text{ B}, \quad \overline{X} \sim N\left(11, \frac{9}{n}\right), \quad \frac{\sqrt{n}\left(\overline{X} - 11\right)}{3} \sim N\left(0, 1\right)$$

第二类错误的概率
$$P = P\left(\bar{X} \le 10 + \frac{3u_{0.95}}{\sqrt{n}} \middle| \mu = 11\right) = P\left(\frac{\sqrt{n}\left(\bar{X} - 11\right)}{3} \le \frac{\sqrt{n}\left(10 + \frac{3u_{0.95}}{\sqrt{n}} - 11\right)}{3}\right) = 0.01$$

$$\frac{\sqrt{n}\left(10 + \frac{3u_{0.95}}{\sqrt{n}} - 11\right)}{3} = u_{0.95} - \frac{\sqrt{n}}{3} < u_{0.01}, \quad \sqrt{n} > 3\left(u_{0.95} - u_{0.01}\right) = 12.2, \quad n > 9\left(u_{0.95} + u_{0.99}\right)^2, \quad \text{\& 140 } £ £$$

备注 1. 指数分布
$$X \sim Exp(\lambda)$$
, $F_X(x) = (1 - e^{-\lambda x})I_{x>0}$, $E(X) = \frac{1}{\lambda}$, $Var(X) = \frac{1}{\lambda^2}$

备注 2. 参数为
$$p$$
 的几何分布的方差为 $\frac{1-p}{p^2}$, 泊松分布 $X \sim P(\lambda)$ 的分布列 $P(X=k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$

备注 3. 分布函数和分位数 (题目解答要严格按照下面给出数值进行计算)

$$\Phi(1.28) = 0.9$$
, $\Phi(1.44) = 0.925$, $\Phi(1.65) = 0.95$, $\Phi(1.96) = 0.975$,

$$\Phi(1) = 0.84$$
, $\Phi(1.25) = 0.89$, $\Phi(1.5) = 0.93$, $\Phi(1.75) = 0.96$, $\Phi(2) = 0.98$, $\Phi(3) = 0.999$

$$P(t(2) > 2.92) = 0.05, P(t(3) > 2.36) = 0.05, P(t(4) > 2.13) = 0.05, P(t(5) > 2.02) = 0.05$$

$$P(t(2) > 1.89) = 0.1, P(t(3) > 1.64) = 0.1, P(t(4) > 1.53) = 0.1, P(t(5) > 1.48) = 0.1$$