

概率论与数理统计练习题

一、填空题

1、设 A, B, C 是三个事件, 且 $P(A)=0.7, P(B)=0.3, P(A-B)=0.5$, 则 $P(\overline{AB}) = 0.1$,

$P(\overline{A\overline{B}}) = 0.8$.

2、设事件 A, B 互不相容, 且 $P(A)=p, P(B)=q$, 则 $P(A \cup B) = p+q$

$P(\overline{AB}) = P(A) = p$ $P(\overline{A\overline{B}}) = 1 - P(A \cup B) = 1 - p - q$

3、设 A, B, C 为三事件, 则事件 A, B, C 中恰有一个发生可表示为 $\overline{A}\overline{B}C \cup \overline{A}B\overline{C} \cup A\overline{B}\overline{C}$, B, C

至少有一个发生可表示为 $A \cup B \cup C$.

4、设每次试验成功的概率为 p ($0 < p < 1$), 则在 3 次重复试验中至少失败一次的概率为

$1 - p^3$.

5、已知 8 只产品中只有 2 件次品, 从中不放回地抽取两次, 每次取一只, 则第二次取出的是次品的

概率为 $\frac{1}{4}$.

6、设在 n 张彩票中有一张奖券, 则第二人摸到奖券的概率为 $\frac{1}{n}$.

7、设随机变量 X 的分布函数为:
$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \frac{1}{3}, & 0 \leq x < 1 \\ \frac{1}{2}, & 1 \leq x < 2 \\ 1, & x \geq 2 \end{cases}$$
, 则随机变量 X 的分布列为 $\begin{matrix} x & 1 & 0 & 1 & 2 \\ p & \frac{1}{3} & \frac{1}{6} & \frac{1}{2} & \end{matrix}$

8、设 X 服从泊松分布, 且已知 $P(X=1)=P(X=2)$, 则 $P(X=4) = \frac{2}{3}e^{-2}$.

9、已知随机变量 X, Y 相互独立, 且 $X \sim \pi(1), Y \sim \pi(2)$, 则 $X+Y \sim \pi(3)$, $P(X+Y=4) = \frac{27}{8}e^{-3}$.

10、若随机变量 X, Y 相互独立, 且 $X \sim b(3, 0.35), Y \sim b(6, 0.35)$, 则 $k = 3$ 时, 概率 $P(X+Y=k)$ 取到最大值。

11、已知 X 服从参数为 $\lambda=4$ 的指数分布, 则 $E(X^2) = \frac{2}{\lambda^2} = \frac{1}{8}$, $P(X > E(X)) = P(X > \frac{1}{4}) = e^{-1}$

12、若随机变量 $(X, Y) \sim N(2, -1, 3, 6, 0)$, $Z = X + Y$, 则 $P(-2 \leq Z \leq 4) = \Phi(1) - \Phi(-1) = 0.6826$

13、设两个相互独立的随机变量 X 和 Y 分别服从正态分布 $N(1, 2)$ 和 $N(0, 1)$, 则 $P(X+Y \leq 1) = \Phi(\frac{1-1}{\sqrt{3}}) = \Phi(0) = \frac{1}{2}$

14、设 $X \sim N(2, \sigma^2)$ 且 $P(2 < X < 4) = 0.3$, 则 $P(X \geq 4) = 0.2$, $P(X < 0) = 0.2$.

15、 X 与 Y 是两个相互独立的随机变量, 分布函数分别为 $F_X(x), F_Y(y)$, 则 $Z = \max(X, Y)$ 的分

布函数 $F_Z(z) = F_X(z)F_Y(z)$ $P(\min\{X, Y\} \leq 3) = 1 - (1 - F_X(3))(1 - F_Y(3))$

16. 设随机变量 X 的数学期望 $E(X) = a$, $E(X^2) = b$, c 为一常数, 则 $D(cX) = c^2(b - a^2)$

17. 已知随机变 X 服从区间 $[a, b]$ 上的均匀分布, 且 $E(X) = 3$, $D(X) = \frac{4}{3}$, 则区间 $[a, b] = [1, 5]$.

18. 设总体 X 服从正态分布 $N(\mu, 1)$, (X_1, X_2, \dots, X_n) 为来自该总体的一个样本, 则

$\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$ 服从 $\chi^2(n)$ 分布。

19. 设随机变量 X 具有数学期望 $E(X) = \mu$, 方差 $Var(X) = \sigma^2$, 则由切比雪夫不等式,

对 $\forall \varepsilon > 0$, 有 $P(|X - \mu| < \varepsilon) > 1 - \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2}$.

20. 若随机变量 X 服从 $[-1, b]$ 上的均匀分布, 且有切比雪夫不等式

$P(|X - 1| < \varepsilon) \geq \frac{2}{3}$, 则 $b = 3$, $\varepsilon = 2$.

21. 设 $X \sim N(4, 9)$, $Y \sim N(-3, 4)$, 且 X 与 Y 独立, 则 $2X - Y \sim N(11, 40)$;

$D(3X + 2Y - 7) = 9D(X) + 4D(Y) = 97$

22. 二维随机变量 (X, Y) 具有概率密度为 $f(x, y)$, 则 X 的边缘密度函数 $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy$

23. 设 X, Y 为两个随机变量, 已知 $D(X) = 1$, $D(Y) = 4$, $Cov(X, Y) = 1$, 则 X 与 Y 的相

关系数 $\rho_{XY} = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}} = \frac{1}{2}$

24. 设随机变量 X 和 Y 独立同分布, 都服从标准正态分布 $N(0, 1)$, $U = X + Y, V = X - Y$, 则 U 和 V

的相关系数 $\rho_{UV} = 0$. $Cov(U, V) = Cov(X + Y, X - Y) = D(X) - D(Y) = 0$

25. 若随机变量 (X, Y) 的协方差矩阵为 $\begin{pmatrix} 1 & 3 \\ 3 & 16 \end{pmatrix}$, 则 $D(X - Y) = D(X) + D(Y) - 2Cov(X, Y) = 11$

$Cov(X + 2Y, X - Y) = D(X) - 2D(Y) + Cov(X, Y) = -28$

26. 设 X_1, X_2, \dots, X_{600} 相互独立, 且均在 $(0, 1)$ 上服从均匀分布, 则由中心极限定理有

$P\left(\sum_{i=1}^{600} X_i > 300\right) \approx 1 - \Phi(0) = \frac{1}{2}$ $X = \frac{1}{600} \sum_{i=1}^{600} X_i$ $E(X) = 300$
 $D(X) = 50$

27. 正态分布 $N(3, \sigma^2)$ 的中位数 $x_{0.5} = 3$.

28. 设总体 $X \sim N(1, 4)$, X_1, \dots, X_{100} 是来自 X 的简单随机样本, \bar{X} 为样本均值, 已知

$Y = a\bar{X} + b \sim N(0, 1), a > 0$, 则 $a = \underline{5}$, $b = \underline{-5}$.

29、当随机变量 $t \sim t(n)$ 时, 称满足 $P(t \geq t_\alpha(n)) = \underline{\alpha}$ 的 $t_\alpha(n)$ 是自由度为 n 的 t 分布的上 α 分位数.

30、设 X_1, \dots, X_{10} 是取自正态总体 $N(0, 0.3^2)$, 则 $P(-1.2 < \bar{X} < 1.5) = \underline{\Phi(\frac{1.5}{\sqrt{0.3}}) - \Phi(-\frac{1.2}{\sqrt{0.3}})} = 1$

$E(\bar{X}) = \underline{0}$, $D(\bar{X}) = \underline{9 \times 10^{-3}}$, $E(S^2) = \underline{0.09}$, $D(S^2) = \underline{\frac{2}{11} \times 0.3^4} = 1.8 \times 10^{-3}$

$P(\frac{1}{2} \times 0.3^2 < \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} (X_i - \bar{X})^2 < 2 \times 0.3^2) = \underline{\hspace{2cm}}$. (查表计算)

31、设 X_1, \dots, X_4 是取自正态总体 $N(0, 2^2)$ 的简单随机样本, 则 $a = \underline{\frac{1}{20}}$, $b = \underline{\frac{1}{100}}$ 时,

$Y = a(X_1 - 2X_2)^2 + b(3X_3 - 4X_4)^2$ 服从 χ^2 分布, 自由度为 $\underline{2}$.

32、设随机变量 $X \sim t(n), (n > 1)$, 则 $X^2 \sim \underline{F(1, n)}$, $\frac{1}{X^2} \sim \underline{F(n, 1)}$

$X_1 + X_2 \sim N(0, 2)$
 $X_3^2 + X_4^2 \sim \chi^2(2)$

33、若 X_1, \dots, X_4 是取自正态总体 $N(0, 1)$ 的简单随机样本, 则随机变量 $\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{X_3^2 + X_4^2}} \sim \underline{t(2)}$

34、设总体 X 服从正态分布, 且 $E(X) = -1$, $E(X^2) = 4$, X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的简单随机样本, 则样本均值 $\bar{X} \sim \underline{N(-1, \frac{3}{n})}$

35、设总体 $X \sim N(1, 4)$, X_1, \dots, X_{100} 是来自 X 的简单随机样本, \bar{X} 为样本均值, 则

$\bar{X} \sim \underline{N(1, \frac{4}{100})}$

36、设 X_1, \dots, X_{16} 是来自 $N(8, 4)$ 的简单随机样本, 则 $P(\min\{X_1, X_2, \dots, X_{16}\} > 5) = [1 - \Phi(\frac{5-8}{2})]^{16} = [\Phi(\frac{3}{2})]^{16}$
 $P(\max\{X_1, X_2, \dots, X_{16}\} > 10) = 1 - [\Phi(\frac{10-8}{2})]^{16} = 1 - 0.8413^{16} = 0.9332^{16}$

37、设 X_1, X_2, \dots, X_{21} 与 Y_1, Y_2, \dots, Y_5 分别取自两个独立正态总体 $N(1, 4)$ 与 $N(2, 1)$, S_1^2 与

S_2^2 分别是两个样本的样本方差, 令 $K_1 = aS_1^2, K_2 = (a+b)S_2^2$, 已知 $K_1 \sim \chi^2(20)$,

$K_2 \sim \chi^2(4)$, 则 $a = \underline{5}$, $b = \underline{-1}$

$K_1 = \frac{(n_1-1)S_1^2}{\sigma_1^2} = 5S_1^2 \sim \chi^2(20)$
 $K_2 = \frac{(n_2-1)S_2^2}{\sigma_2^2} = 4S_2^2 \sim \chi^2(4)$

38、设总体 X 和 Y 相互独立且都服从正态分布总体 $N(0, 9)$, 而 $\bar{X}_1, \bar{X}_2, \dots, \bar{X}_9$ 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_9

分别来自 X 和 Y 的简单随机样本, 则统计量 $U = \frac{\sum_{i=1}^9 X_i}{\sqrt{\sum_{j=1}^9 Y_j^2}}$ 服从 t 分布, 自由度为 9.

39、设总体 X 服从正态分布, $N(\mu, \sigma^2)$, X_1, X_2, X_3 为其样本, 则当常数 $a = \frac{1}{2}$

时, $\hat{\mu} = \frac{1}{3}X_1 + aX_2 + \frac{1}{6}X_3$ 是未知参数 μ 的无偏估计. $E(\hat{\mu}) = c \sum_{i=1}^3 E(X_{i+1} - X_i)^2 = 2(n-1)C\sigma^2 = \sigma^2$

40、设 X_1, X_2, \dots, X_n 为总体 X 的一个随机样本, $E(X) = \mu, D(X) = \sigma^2$,

$\hat{\sigma}^2 = C \sum_{i=1}^{n-1} (X_{i+1} - X_i)^2$ 为 σ^2 的无偏估计, 则 $C = \frac{1}{2(n-1)}$ $E(X_{i+1} - X_i) = 0$

41、对任一总体而言, 样本方差 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 是总体方差 σ^2 的无偏估计. $D(X_{i+1} - X_i) = 2\sigma^2$

42、若参数 θ 有两个无偏估计 $\hat{\theta}_1$ 和 $\hat{\theta}_2$, 它们的方差对一切 $\theta \in \Theta$ 有 $D(\hat{\theta}_1) \leq D(\hat{\theta}_2)$, 则称估计 $\hat{\theta}_1$ 较 $\hat{\theta}_2$ 有效.

43、设 $\theta \in \Theta$ 为未知参数, $\hat{\theta}_n = \theta_n(x_1, \dots, x_n)$ 是 θ 的一个估计量, n 是样本容量, 若对任一个 $\epsilon > 0$, 有 $\lim_{n \rightarrow +\infty} P\{|\theta_n - \theta| > \epsilon\} = 0$, 则称 $\hat{\theta}_n$ 是参数 θ 的 相合 估计

44、设总体 X 的密度函数为 $f(x) = \begin{cases} e^{-(x-\theta)} & x \geq \theta \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$, 且 X_1, \dots, X_n 是来自总体 X 的简单随机

样本, 则未知参数 θ 的矩估计量为 $\bar{X} - 1$.

45、设总体 $X \sim B(n, p), 0 < p < 1, X_1, X_2, \dots, X_n$ 为其子样, n 及 p 的矩估计分别是 $\hat{p} = \frac{\bar{X} - B_2}{n}, \hat{n} = \frac{\bar{X}}{p}$

46、设总体 $X \sim U(0, \theta), (X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是来自 X 的样本, 则 θ 的极大似然估计量是 $\frac{\max_{1 \leq i \leq n} X_i}{n}$

47、设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, μ, σ^2 为未知参数, X_1, \dots, X_n 是取自正态总体 X 的简单随机样

本, \bar{X}, S^2 分别是样本均值和样本方差, 则均值 μ 的置信水平为 $1 - \alpha$ 的置信区间为 $[\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2}(n-1), \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2}(n-1)]$

48、设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, X_1, \dots, X_n 是取自 X 的简单随机样本, 则方差 σ^2 的置信水平

为 $1 - \alpha$ 的置信区间为 $[\frac{(n-1)S^2}{F_{\alpha/2}^2(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{F_{1-\alpha/2}^2(n-1)}]$

49、设总体 $X \sim N(\mu, 0.9^2)$ 容量为 9 的简单随即变量, 均值 $\bar{X} = 5$ 则未知参数 μ 的置信度

为 0.95 的置信区间是 $[\bar{X} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_{\alpha/2}]$ (已知 $u_{0.025} = 1.96$)

$$= [5 \pm 0.586]$$

$$= [4.412, 5.586]$$

50、在假设检验中, 记 H_0 为原假设, H_1 为备择假设, 则称 H_0 为真拒绝 H_0 为犯第一类错误。

51、设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, X_1, \dots, X_n 是来自总体 X 的样本, 则检验假设 $H_0: \mu = \mu_0$,

$H_1: \mu \neq \mu_0$, 当 σ^2 为已知时用统计量是 $\frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$; 当 σ^2 未知时检验统计量是 $\frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}}$ 。

52、设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, μ, σ^2 为未知参数, 从 X 中抽取的容量为 n 的样本, 样本均值为 \bar{X} , 样本方差为 S^2 , 在显著性水平 α 下, 检验假设 $H_0: \mu = 80$, $H_1: \mu \neq 80$ 的拒绝域为 $|\frac{\bar{X} - 80}{S/\sqrt{n}}| > t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)$

53、设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, μ, σ^2 均未知, X_1, \dots, X_n 是来自总体 X 的样本, 假设 $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$, $H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$ 所使用的统计量是 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$ 。若给定显著性水平 α , 则拒绝域为 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} > \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)$ 或 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} < \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)$

二、计算和证明题

1. 两台车床加工同样的零件, 第一台出现不合格品的概率为 0.03, 第二台出现不合格品的概率为 0.06, 加工出来的零件放在一起, 并且已知第一台加工的零件比第二台加工的零件多一倍。(1) 求任取一个零件是合格品的概率;

(2) 如果取出的零件是不合格品, 求它是由第二台车床加工的概率。

2. 口袋中装有 10 枚硬币, 其中 4 枚废品 (即两面都是国徽), 先从口袋中随机的取出一枚硬币, 并将它独立的抛两次, (1) 求向上的一面全是国徽的概率; (2) 若发现向上的一面全是国徽, 求这枚硬币是废品的概率。

3. 设随机变量 $X \sim U(0,3)$, 求随机变量 $Y = X^2$ 的概率密度函数

二、计算和证明题

1. 两台车床加工同样的零件, 第一台出现不合格品的概率为 0.03, 第二台出现不合格品的概率为 0.06, 加工出来的零件放在一起, 并且已知第一台加工的零件比第二台加工的零件多一倍. (1) 求任取一个零件是合格品的概率;

(2) 如果取出的零件是不合格品, 求它是由第二台车床加工的概率.

$B_1 = \{ \text{任取一件, 取到第 1 台加工的零件} \}$ $i=1, 2$

$A = \{ \text{任取一件, 取到合格品} \}$ 则 $P(B_1) = \frac{2}{3}$, $P(B_2) = \frac{1}{3}$

$P(A|B_1) = 0.97$, $P(A|B_2) = 1 - 0.06 = 0.94$

$$(1) P(A) = P(B_1)P(A|B_1) + P(B_2)P(A|B_2) \quad P(A) = 1 - 0.96 = 0.04$$

$$= \frac{2}{3} \times 0.97 + \frac{1}{3} \times 0.94 = 0.96 \quad (2) P(B_2|A) = \frac{P(B_2)P(A|B_2)}{P(A)} = \frac{\frac{1}{3} \times 0.06}{0.04} = \frac{1}{2}$$

2. 口袋中装有 10 枚硬币, 其中 4 枚废品 (即两面都是国徽), 先从口袋中随机的取出 1 枚硬币, 并将它独立的抛两次, (1) 求向上的一面全是国徽的概率; (2) 若发现向上的一面全是国徽, 求这枚硬币是废品的概率.

$B_1 = \{ \text{这枚硬币是正品} \}$, $B_2 = \{ \text{废品} \}$ $A = \{ \text{抛两次全为正面} \}$

$$P(B_1) = \frac{6}{10} = \frac{3}{5} \quad P(B_2) = \frac{2}{5} \quad P(A|B_1) = \left(\frac{1}{2}\right)^2 \quad P(A|B_2) = 1^2$$

$$(1) P(A) = P(B_1)P(A|B_1) + P(B_2)P(A|B_2) \quad (2) P(B_2|A) = \frac{P(B_2)P(A|B_2)}{P(A)} = \frac{\frac{2}{5} \times 1}{\frac{11}{20}} = \frac{8}{11}$$

$$= \frac{3}{5} \times \frac{1}{4} + \frac{2}{5} \times 1 = \frac{11}{20}$$

3. 设随机变量 $X \sim U(0,3)$, 求随机变量 $Y = X^2$ 的概率密度函数

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{3} & 0 < x < 3 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{y}} (f_X(\sqrt{y}) + f_X(-\sqrt{y})) & y > 0 \\ 0 & y \leq 0 \end{cases} \quad y > 0 \Rightarrow \begin{cases} \frac{1}{6\sqrt{y}} & 0 < y < 9 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

4. 设 X 与 Y 独立, 且 $X \sim U(0,1)$, Y 的密度函数为 $f_Y(y) = \begin{cases} e^{-y} & y > 0 \\ 0 & y \leq 0 \end{cases}$

求 $Z = X + Y$ 的密度函数.

5. (1) 设随机变量 $X \sim U\left(-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2}\right)$, 求 $Y = \sin X$ 的密度函数.

(2) 设随机变量 $X \sim N(1,9)$, $Y \sim N(-1,4)$, 且 X 与 Y 相互独立, 求 $P(X - 2Y > 3)$

$$(1) f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{\pi} & -\frac{\pi}{2} < x < \frac{\pi}{2} \\ 0 & \text{其它} \end{cases} \quad f_Y(y) = \begin{cases} f_X(\arcsin y) (1 - \sin^2 y)^{-1/2} & 0 < y < 1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

$$(2) X - 2Y \sim N(3, 25)$$

$$P(X - 2Y > 3) = 1 - \Phi\left(\frac{3-3}{5}\right) = 1 - \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$

$$= \begin{cases} \frac{\pi}{\sqrt{1-y^2}} & 0 < y < 1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

10. 根据以往经验, 某种电器元件的寿命服从均值为 100 小时的指数分布. 现随机地取 16 只, 设它们的寿命是相互独立的. 求这 16 只元件的寿命的总和大于 1920 小时的概率. (已知 $\Phi(0.8) = 0.7881$)

11. 设总体 X 服从参数为 λ 的泊松分布, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的一个简单随机样本, \bar{X}, S^2 分别是样本均值和样本方差. (1) 求样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的联合分布律;

(2) 求 $\sum_{i=1}^n X_i$ 的分布律; (3) 求 $E(\bar{X}), D(\bar{X}), E(S^2)$

由泊松分布的可加性可知 $\sum_{i=1}^n X_i \sim \pi(n\lambda)$
 $\therefore Y = \sum_{i=1}^n X_i$ 的分布率为 $P(\sum_{i=1}^n X_i = k) = \frac{(n\lambda)^k}{k!} e^{-n\lambda}$ $k=0, 1, 2, \dots$
 $E(\bar{X}) = E(X) = \lambda$
 $D(\bar{X}) = \frac{1}{n} D(X) = \frac{\lambda}{n}$
 $E(S^2) = D(X) = \lambda$

4) $\therefore X \sim \pi(\lambda)$ $\therefore P(X=x) = \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda}, x=0, 1, 2, \dots$
 (X_1, \dots, X_n) 的联合分布率为 $P(X_1=x_1, X_2=x_2, \dots, X_n=x_n) = \prod_{i=1}^n P(X_i=x_i)$
 $= \frac{\lambda^{x_1} \lambda^{x_2} \dots \lambda^{x_n}}{x_1! x_2! \dots x_n!} e^{-n\lambda}$ $x_i=0, 1, 2, \dots, n$

12. 设总体 X 的密度函数为 $f(x, \theta) = \begin{cases} (\theta+1)x^\theta & 0 < x \leq 1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$, $\theta > -1$ 未知, X_1, X_2, \dots, X_n

是取自总体 X 的样本, x_1, x_2, \dots, x_n 为相应的样本值, 求参数 θ 的矩估计量和最大似然估计量.

13. 设总体 $X \sim N(2, \sigma^2)$, 它的概率密度函数为 $f(x; \sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{x^2}{2\sigma^2}\right)$

其中 σ^2 为未知参数. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的一个样本

(1) 求 σ^2 的极大似然估计量 $\hat{\sigma}_1^2$; (2) 求 σ^2 的矩估计量 $\hat{\sigma}_2^2$.

(3) 证明 $\hat{\sigma}_1^2$ 是 σ^2 的无偏、相合估计;

(1) 似然函数为 $L(\sigma^2) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \sigma^2) = (2\pi)^{-\frac{n}{2}} (\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n x_i^2}$
 $\ln L(\sigma^2) = \frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n x_i^2$
 $\frac{d \ln L(\sigma^2)}{d \sigma^2} = -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} \sum_{i=1}^n x_i^2 = 0$
 $\hat{\sigma}_1^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2$

(2) $E(X^2) = D(X) + E(X)^2 = \sigma^2 + 2^2 = \sigma^2 + 4$
 $\therefore \sigma^2 = M_2 - 4$
 σ^2 的矩估计量 $\hat{\sigma}_2^2 = A_2 - 4 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 - 4$
 $E(\hat{\sigma}_1^2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i^2) = \sigma^2 + 4$
 $\therefore \hat{\sigma}_1^2$ 是 σ^2 的无偏估计
 由辛钦大数定律知 $\hat{\sigma}_1^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 \rightarrow E(X^2) = \sigma^2 + 4$
 $\therefore \hat{\sigma}_2^2$ 是 σ^2 的相合估计量.

14. 设总体 X 的概率分布为

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

其中 $\theta(0 < \theta < 0.5)$ 是未知参数, 利用总体 X 的如下样本值 3, 1, 3, 3, 0, 1, 2,

3, 求 θ 的矩估计值和最大似然估计值。

$$(1) E(X) = 0 \times \theta^2 + 1 \cdot 2\theta(1-\theta) + 2\theta^2 + 3(1-2\theta)$$

$$= 3 - 4\theta = \mu_1$$

$$\therefore \theta = \frac{3 - \mu_1}{4}, \theta \text{ 的矩估计值为 } \hat{\theta} = \frac{3 - \bar{x}}{4}$$

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = 2, \theta \text{ 的矩估计值为 } \frac{1}{4}$$

$$(2) L(\theta) = p(x_1=3, x_2=1, \dots, x_8=3)$$

$$= 8\theta^5(1-\theta)^3(1-2\theta)^4$$

$$\ln L(\theta) = \ln 8 + 5\ln \theta + 3\ln(1-\theta) + 4\ln(1-2\theta)$$

$$\frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = \frac{5}{\theta} - \frac{3}{1-\theta} - \frac{8}{1-2\theta} = 0$$

$$24\theta^2 - 26\theta + 5 = 0, \hat{\theta}_1 = \frac{1}{4}, \hat{\theta}_2 = \frac{5}{6} (\text{舍})$$

15. 从一批灯泡中随机抽取 5 只作寿命试验, 测得寿命 X (单位: 小时) 如下:

1050, 1100, 1120, 1250, 1280

设灯泡寿命服从正态分布, 求均值 μ 的置信水平为 0.95 的单侧置信下限。

$$(t_{0.05}(4) = 2.132, t_{0.025}(4) = 2.776)$$

16. 某种零件的长度服从正态分布, 方差 $\sigma^2 = 1.21$, 随机抽取 6 件, 记录其长度(毫米). 32.46,

31.54, 30.10, 29.76, 31.67, 31.23 问: 当显著性水平 $\alpha = 0.01$ 时, 能否认为这批零件的平均长度为 32.50 毫米。

17. 从某种试验物中取出 24 个样品, 测量其发热量, 算得平均值 $\bar{x} = 11958$, 样本均方差

$S = 316$. 设发热量服从正态分布, 问是否可认为该试验物发热量的期望值为 12100

($\alpha = 0.05$).