

## 一、选择题

1、设随机事件  $A$ 、 $B$  互不相容，则

- (A)  $P(\overline{AB}) = 0$       (B)  $P(\overline{AB}) = 1$       (C)  $P(\overline{A} \cup \overline{B}) = 0$       (D)  $P(\overline{A} \cup \overline{B}) = 1$

【详解】  $P(\overline{A} \cup \overline{B}) = P(\overline{AB}) = 1 - P(AB) = 1$ ，答案选(D)

【知识点】①“ $A$ 、 $B$  互不相容”的概念： $AB = \Phi$ ；②对偶律： $\overline{AB} = \overline{A} \cup \overline{B}$ ；③对立事件的概率公式： $P(\overline{A}) = 1 - P(A)$ 。

2、 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ，记  $p = P(X \leq \mu + \sigma^2)$ ，则

- (A)  $p$  随着  $\mu$  的增加而增加      (B)  $p$  随着  $\sigma$  的增加而增加  
(C)  $p$  随着  $\mu$  的增加而减少      (D)  $p$  随着  $\sigma$  的增加而减少

【详解】  $p = P(X \leq \mu + \sigma^2) = F(\mu + \sigma^2) = \Phi\left(\frac{\mu + \sigma^2 - \mu}{\sigma}\right) = \Phi(\sigma)$ ，再由  $\Phi(x)$  的单调性，答案选(B)

【知识点】①正态分布的计算： $X \sim N(\mu, \sigma^2) \Rightarrow F(x) = \Phi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)$ ；②分布函数的单调性。

3、设  $X$ 、 $Y$  是 2 个相互独立同服从参数为  $\lambda = 1$  的 Poisson 分布  $P(1)$  的随机变量，则  $P(X = 0 | X + Y = 1) =$

- (A) 0      (B)  $\frac{1}{2e}$       (C)  $\frac{1}{2}$       (D)  $\frac{1}{e}$

【详解】  $P(X = 0 | X + Y = 1) = \frac{P(X = 0, X + Y = 1)}{P(X + Y = 1)} = \frac{P(X = 0, Y = 1)}{P(X = 0, Y = 1) + P(X = 1, Y = 0)}$   

$$= \frac{P(X = 0)P(Y = 1)}{P(X = 0)P(Y = 1) + P(X = 1)P(Y = 0)} = \frac{\frac{1^0}{0!}e^{-1} \cdot \frac{1^1}{1!}e^{-1}}{\frac{1^0}{0!}e^{-1} \cdot \frac{1^1}{1!}e^{-1} + \frac{1^1}{1!}e^{-1} \cdot \frac{1^0}{0!}e^{-1}} = \frac{1}{2}$$
。答案选(C)

【知识点】①条件概率的定义： $P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)}$ ；②离散型随机变量概率计算： $P$  ( ) ；

③随机变量的独立性： $X$ 、 $Y$  独立  $\Rightarrow P(X = m, Y = n) = P(X = m)P(Y = n)$ ；④Poisson 分布：

$$X \sim P(\lambda) \Rightarrow P(X = m) = \frac{\lambda^m}{m!} e^{-\lambda} \quad m = 0, 1, 2, \dots$$

4、设随机变量  $X$ 、 $Y$  独立，且  $X \sim N(1, 2)$ ， $Y \sim N(1, 4)$ ，则  $E(XY^2) =$

- (A) 4      (B) 5      (C) 3      (D) 2

【详解】  $E(XY^2) = EXEY^2 = EX \cdot [DY + (EY)^2] = 1 \times (4 + 1^2) = 5$ 。答案选(B)

【知识点】①独立的性质： $X$ 、 $Y$ 独立  $\Rightarrow f(X)$ 、 $g(Y)$ 独立；②数学期望的性质： $X$ 、 $Y$ 独立  $\Rightarrow E(XY) = EXEY$ ；③正态分布的数学期望和方差： $X \sim N(\mu, \sigma^2) \Rightarrow EX = \mu, DX = \sigma^2$ 。

5、设  $(X_1, \dots, X_n)$  是来自正态分布  $N(0,1)$  的容量为  $n$  的简单随机样本， $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ ，

$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ ，则

(A)  $\frac{\sqrt{n}\bar{X}}{S} \sim t(n-1)$  (B)  $\frac{\bar{X}}{S^2} \sqrt{n} \sim t(n-1)$

(C)  $\frac{\bar{X}}{S} n \sim t(n-1)$  (D)  $\frac{\bar{X}}{S} \sqrt{n} \sim t(n-1)$

【详解】  $U = \frac{\bar{X} - 0}{\sqrt{\frac{1}{n}}} \sim N(0,1)$ ， $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{1^2} \sim \chi^2(n-1)$ ，则  $T = \frac{U}{\sqrt{\frac{\chi^2}{n-1}}} \sim t(n-1)$ ，即

$\frac{\bar{X}}{S} \sqrt{n} \sim t(n-1)$ 。答案选(D)

【知识点】统计量的分布：①  $X \sim N(\mu, \sigma^2) \Rightarrow Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim N(0,1)$ ；

②  $X \sim N(\mu, \sigma^2) \Rightarrow \chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$ ；③  $X \sim N(0,1)$ ， $Y \sim \chi^2(n) \Rightarrow T = \frac{X}{\sqrt{\frac{Y}{n}}} \sim t(n)$ 。

## 二、填空题

1、设甲盒中有 5 个白球，4 个黑球；乙盒中有 3 个白球，6 个黑球。先从甲盒中任取 1 球放入乙盒中，然后从乙盒中任取 1 球放入甲盒中，则甲盒中黑球个数不变的概率是\_\_\_\_\_。

【详解】记从甲盒中取到白球为  $A$ ，从乙盒中取到白球为  $B$ ，则甲盒中黑球个数不变的概率是  $P(AB + \bar{A}\bar{B}) = P(AB) + P(\bar{A}\bar{B}) = P(A)P(B|A) + P(\bar{A})P(\bar{B}|\bar{A}) = \frac{5}{9} \times \frac{4}{10} + \frac{4}{9} \times \frac{7}{10} = \frac{8}{15}$ ，答案为  $\frac{8}{15}$ 。

【知识点】①复杂事件用基本事件的；②加法公式： $AB = \Phi \Rightarrow P(A \cup B) = P(A) + P(B)$ ；③乘法公式： $P(AB) = P(B)P(A|B)$ 对偶律： $\overline{A \cup B} = \bar{A}\bar{B}$ ；④古典概率模型中事件概率： $p = \frac{m}{n}$ 。

2、随机变量  $X$  服从正态分布  $N(\mu, 2^2)$ ，且已知  $P(X \leq 3) = 0.8413$ 。则  $\mu =$ \_\_\_\_\_。

【详解】 
$$\left. \begin{aligned} P(X \leq 3) = F(3) = \Phi\left(\frac{3-\mu}{2}\right) \\ P(X \leq 3) = 0.8413 \end{aligned} \right\} \Rightarrow \frac{3-\mu}{2} = 1 \Rightarrow \mu = 1.$$

【知识点】正态分布的计算:  $X \sim N(\mu, \sigma^2) \Rightarrow F(x) = \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$ 。

3、设  $X, Y$  是 2 个相互独立同服从参数为  $\lambda$  的指数分布  $e(\lambda)$  的随机变量, 且已知  $P(\min\{X, Y\} > 1) = e^{-2}$  则  $\lambda =$ \_\_\_\_\_。

【详解】  $P(\min\{X, Y\} > 1) = P(X > 1, Y > 1) = P(X > 1)P(Y > 1) = \int_1^{+\infty} \lambda e^{-\lambda x} dx \int_1^{+\infty} \lambda e^{-\lambda y} dy = e^{-2\lambda}$ , 由  $P(\min\{X, Y\} > 1) = e^{-2}$  得  $\lambda = 1$ 。

【知识点】①随机变量最小值的概率转化:  $P(\min\{X, Y\} > a) = P(X > a, Y > a)$ ; ②随机变量的独立性:  $X, Y$  独立  $\Rightarrow P(X \in I, Y \in J) = P(X \in I)P(Y \in J)$ ; ③指数分布的概率密度:

$$X \sim e(\lambda) \Rightarrow X \sim f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}; \quad \text{④ 连续型随机变量的概率计算:}$$

$$X \sim f(x) \Rightarrow P(a < X < b) = \int_a^b f(x) dx.$$

4、设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为独立同服从参数为  $\lambda = 1$  的 Poisson 分布  $P(1)$  的随机变量序列。 $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$  是  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  的函数, 若对任意的  $\varepsilon > 0$ ,  $\lim_{n \rightarrow \infty} P(|T(X_1, X_2, \dots, X_n) - 1| < \varepsilon) = 1$ , 则  $T(X_1, X_2, \dots, X_n) =$ \_\_\_\_\_。

【详解】若  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为独立同分布的随机变量序列, 则  $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n EX_i\right| < \varepsilon\right) = 1$ 。

而  $\sum_{i=1}^n EX_i = EX = 1$ , 则有  $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - 1\right| < \varepsilon\right) = 1$ 。答案为  $T(X_1, X_2, \dots, X_n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ 。

【知识点】①大数定律: 若  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为独立同分布, 则  $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n EX_i\right| < \varepsilon\right) = 1$ ;

②Poisson 分布的数学期望:  $X \sim P(\lambda) \Rightarrow EX = \lambda$ 。

5、设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是来自分布总体  $b(10, p)$  的简单随机样本,  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ , 且已知  $E\bar{X} = 5$ , 则  $p =$ \_\_\_\_\_。

【详解】 
$$\left. \begin{aligned} E\bar{X} = EX = 10p \\ E\bar{X} = 5 \end{aligned} \right\} \Rightarrow p = 0.5.$$

【知识点】①样本均值的期望： $E\bar{X} = EX$ ；②重要离散型随机变量的数字特征：

$$X \sim b(n, p) \Rightarrow EX = np。$$

三、某厂生产的电子元件的寿命  $X$ （以小时计）的概率密度为  $f(x) = \begin{cases} 0.005e^{-0.005x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$ 。

仪器由 3 个元件组成，3 个元件寿命是否超过 200 小时相互独立，若有  $i$  个寿命超过 200 小时，则该仪器使用到 200 小时能正常工作的概率分别为  $0.i (i=0,1,2,3)$ ，求：1、该仪器使用到 200 小时能正常工作的概率；2、若已知该仪器使用到 200 小时能正常工作，则 3 个元件寿命都超过 200 小时的概率。（提示： $\sum_{i=0}^3 C_3^i e^{-i} (1-e^{-1})^{3-i} \cdot i = 3e^{-1}$ ）

【详解】1、用  $A_i$  表示 3 个元件中有  $i$  个寿命超过 200 小时， $i=0,1,2,3$ 。用  $B$  表示该仪器使用到 200 小时能正常工作。由  $P(X > 200) = \int_{200}^{+\infty} f(x)dx = e^{-1}$ ，则  $P(A_i) = C_3^i e^{-i} (1-e^{-1})^{3-i}$ ， $i=0,1,2,3$ 。

$$1、P(B) = \sum_{i=0}^3 P(A_i)P(B|A_i) = \sum_{i=0}^3 C_3^i e^{-i} (1-e^{-1})^{3-i} \cdot 0.i = 0.3e^{-1}；$$

$$2、P(A_3|B) = \frac{P(A_3)P(B|A_3)}{\sum_{i=0}^3 P(A_i)P(B|A_i)} = \frac{0.3e^{-2}}{0.3e^{-1}} = e^{-1}。$$

【知识点】①全概率公式： $P(B) = \sum_{i=1}^n P(A_i)P(B|A_i)$ ；②贝叶斯公式： $P(A_k|B) = \frac{P(A_k)P(B|A_k)}{\sum_{i=1}^n P(A_i)P(B|A_i)}$ ；

③连续型随机变量的概率计算： $X \sim f(x) \Rightarrow P(a < X < b) = \int_a^b f(x)dx$ ；④二项分布的概率分布：

$$X \sim b(n, p) \Rightarrow P(X = k) = C_n^k p^k (1-p)^{n-k} \quad k = 0, 1, 2, \dots, n。$$

四、设随机变量  $X$  的概率密度为  $f(x) = \begin{cases} 1 & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$ ，求：1、 $Y = e^X$  的分布函数  $F_Y(y)$ ；2、

$Ee^X$ 。

【详解】1、 $y < 0$  时， $F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(e^X \leq y) = 0$ ， $0 \leq y \leq 1$  时， $F_Y(y) = P(e^X \leq y)$   
 $= P(X \leq \ln y) = \int_{-\infty}^{\ln y} f(x)dx = 0$ ； $1 \leq y \leq e$  时， $F_Y(y) = \int_{-\infty}^{\ln y} f(x)dx = \int_0^{\ln y} 1dx = \ln y$ ； $y > e$  时，

$$F_Y(y) = \int_{-\infty}^{\ln y} f(x)dx = \int_0^1 1dx = 1。总之 F_Y(y) = \begin{cases} 0 & y < 1 \\ \ln y & 1 \leq y \leq e \\ 1 & y > e \end{cases}。$$

$$2、EY = Ee^X = \int_{-\infty}^{+\infty} e^x f(x)dx = \int_0^1 e^x \times 1dx = e - 1。$$

【知识点】①连续型随机变量函数  $Y = G(X)$  分布的求法:  $F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(g(X) \leq y)$ ; ②

连续型随机变量函数的数学期望的计算:  $Eg(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x)f(x)dx$ 。

五、设二维连续型随机变量  $(X, Y)$  的联合概率密度函数为  $f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{2}e^{-y} & |x| < y \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$ , 求: 1、 $Y$  的

边缘分布密度; 2、条件概率密度  $f_{X|Y}(x|y)$ ; 3、 $P(Y \leq 1)$ 。

【详解】1、 $y \leq 0$  时  $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y)dx = \int_{-\infty}^{+\infty} 0dx = 0$ ,

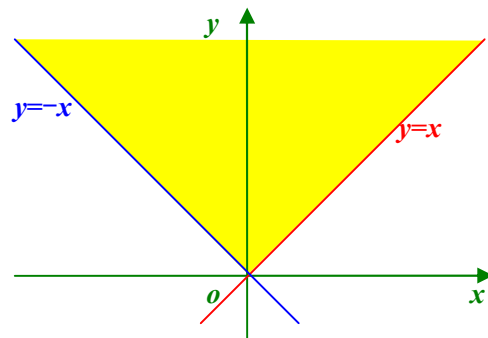
$y > 0$  时  $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y)dx = \int_{-y}^y \frac{1}{2}e^{-y}dx = ye^{-y}$ , 总之,

$$f_Y(y) = \begin{cases} ye^{-y} & y > 0 \\ 0 & y \leq 0 \end{cases}.$$

$$2、f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} = \begin{cases} \frac{1}{2y} & |x| < y \\ 0 & |x| \geq y \end{cases};$$

$$3、\text{法 I: } P(Y \leq 1) = \iint_{y \leq 1} f(x, y)dxdy = \int_0^1 dy \int_{-y}^y \frac{1}{2}e^{-y}dx = 1 - 2e^{-1}.$$

$$\text{法 II: } P(Y \leq 1) = \int_{-\infty}^1 f_Y(y)dy = \int_0^1 ye^{-y}dy = 1 - 2e^{-1}.$$



【知识点】①连续型随机变量边缘概率密度的计算:  $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y)dy$ ; ②连续型随机变

量条件概率密度的计算:  $f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)}$ ; ③连续型随机向量概率的计算:

$(X, Y) \sim f(x, y) \Rightarrow P((X, Y) \in D) = \iint_D f(x, y)dxdy$  & 续型随机变量概率的计算:

$$X \sim f(x) \Rightarrow P(a < X < b) = \int_a^b f(x)dx.$$

六、某宾馆有 400 间客房, 每间客房需要 2 千瓦的电力。设每间客房任一时刻需要用电的概率为 0.9(即开房率为 90%), 求需要多少千瓦的电力才能以 0.9772 的概率满足该宾馆客房用电的需要?

【详解】用  $X$  表示用电的客房数目, 则  $X \sim b(400, 0.9)$ 。由中心极限定理,  $\sum_{i=1}^{100} X_i$  近似地服从

$N(400 \times 0.9, 400 \times 0.9 \times 0.1)$ 。设需要  $n$  千瓦的电力, 则  $P(\sum_{i=1}^{400} X_i \leq n) = 0.9772$ 。而

$$P(\sum_{i=1}^{400} X_i \leq n) = F(n) \approx \Phi\left(\frac{n - 400 \times 0.9}{\sqrt{400 \times 0.9 \times 0.1}}\right) = \Phi\left(\frac{n - 360}{6}\right), \text{ 由 } \Phi(2) = 0.9772 \text{ 得 } \frac{n - 360}{6} = 2, \text{ 则}$$

$n = 744$ 。

**【知识点】**①二项分布的数字特征： $X \sim b(n, p) \Rightarrow EX = np, DX = np(1-p)$ ；②中心极限定

理： $EX_i = \mu, DX_i = \sigma^2 \Rightarrow P(a < \sum_{i=1}^n X_i \leq b) \approx \Phi\left(\frac{b - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}\right)$ 。

七、设总体  $X$  的分布密度函数为  $f(x; \theta) = \begin{cases} \theta(x-1)^{\theta-1} & 1 < x < 2 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$ ，其中  $\theta > 1$  是未知参数， $c > 0$

是已知常数。 $(X_1, \dots, X_n)$  是来自总体  $X$  的容量为  $n$  的简单随机样本，求：1、 $\theta$  的矩估计量  $\hat{\theta}$ ；

2、 $\theta$  的最大似然估计量  $\hat{\theta}_L$ 。

**【详解】**1、 $EX = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_1^2 x \cdot \theta(x-1)^{\theta-1} dx = \theta \int_1^2 [(x-1)^\theta + (x-1)^{\theta-1}] dx = \frac{2\theta+1}{\theta+1}$ ，由  $EX = \bar{X}$

得  $\theta$  的矩估计量为  $\hat{\theta} = \frac{\bar{X}-1}{2-\bar{X}}$ ；

2、似然函数为  $L(\theta) = \theta(x_1-1)^{\theta-1} \theta(x_2-1)^{\theta-1} \cdots \theta(x_n-1)^{\theta-1} = \theta^n [(x_1-1)(x_2-1) \cdots (x_n-1)]^{\theta-1}$ ，

取对数： $\ln L(\theta) = n \ln \theta + (\theta-1)[\ln(x_1-1) + \ln(x_2-1) + \cdots + \ln(x_n-1)]$ ，

求导： $\frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = \frac{n}{\theta} + \ln(x_1-1) + \ln(x_2-1) + \cdots + \ln(x_n-1)$ ，

由  $\frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = 0$  得  $\theta$  的最大似然估计量  $\hat{\theta}_L = -\frac{n}{\ln(x_1-1) + \ln(x_2-1) + \cdots + \ln(x_n-1)}$ 。

**【知识点】**①矩估计量的求法：解方程  $EX = \bar{X}$ ；②最大似然估计量的求法：写似然函数、取对数、求导、解方程。

八、设  $(x_1, \dots, x_n)$  是来自正态总体  $N(\mu, \sigma^2)$  的简单随机样本， $\sigma$  未知，样本均值的观察值  $\bar{x} = 9.5$ ，参数  $\mu$  的置信度为 0.95 的双侧置信区间上限为 10.8，求  $\mu$  的置信度为 0.95 的双侧置信区间。

**【详解】** $\sigma$  已知时  $\mu$  的置信度为  $1-\alpha$  的置信区间为  $(\bar{x} - \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1), \bar{x} + \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1))$ 。由已知

$\bar{x} = 9.5$ ， $\bar{x} + \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) = 10.8$ ，则  $\frac{s}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) = 1.3$ 。 $\mu$  的置信度为 0.95 的双侧置信区间为

$$(\bar{x} - \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1), \bar{x} + \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)) = (9.5 - 1.3, 10.8) = (8.2, 10.8)。$$

【知识点】 $\sigma$ 未知时 $\mu$ 的置信区间： $(\bar{x} - \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1), \bar{x} + \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1))。$

九、设总体 $X$ 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ ， $\mu, \sigma > 0$ 都是未知参数， $(X_1, \dots, X_n)$ 是来自总体 $X$ 的容量为36的简单随机样本，对检验问题： $H_0: \sigma^2 = 2^2 \leftrightarrow H_1: \sigma^2 \neq 2^2$ 若已知在显著水平 $\alpha$ 下

接受 $H_0$ 的区域为 $\bar{S} = \{(x_1, \dots, x_n) \mid a \leq \sum_{i=1}^{36} (x_i - \bar{x})^2 \leq 212.8\}$ 。求 $a$ 。

【详解】待检验问题为 $H_0: \sigma^2 = 2^2 \leftrightarrow H_1: \sigma^2 \neq 2^2$ ；由于 $\mu$ 未知，选取的统计量为

$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} = \frac{\sum_{i=1}^{36} (x_i - \bar{x})^2}{2^2}；拒绝域为 $S = \{(x_1, \dots, x_n) \mid \chi^2 < \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1) \text{ 或 } \chi^2 > \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)\}$ ；则接受$$

$$\text{域为 } \bar{S} = \{(x_1, \dots, x_n) \mid \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1) \leq \chi^2 \leq \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)\} = \{(x_1, \dots, x_n) \mid \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1) \leq \frac{\sum_{i=1}^{36} (x_i - \bar{x})^2}{2^2} \leq \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)\}$$

$$= \{(x_1, \dots, x_n) \mid 2^2 \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(35) \leq \sum_{i=1}^{36} (x_i - \bar{x})^2 \leq 2^2 \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(35)\}，由已知可得 $2^2 \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(35) = 212.8$ ， $\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(35) = 53.2$ ，$$

$$\alpha = 0.025。a = 2^2 \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(35) = 4 \chi_{0.975}^2(35) = 4 \times 20.57 = 82.28。$$

【知识点】 $\mu$ 未知时对 $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2 \leftrightarrow H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$ 的检验：①统计量： $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$ ；②拒

绝域： $S = \{(x_1, \dots, x_n) \mid \chi^2 < \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1) \text{ 或 } \chi^2 > \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)\}。$