一、选择题

1、设 A、B 是两个互不相容的随机事件，则

(A) $P(\overline{A}\overline{B})=0$　　(B) $P(\overline{A}\overline{B})\neq 0$　　(C) $P(A\cup B)=P(A)$　　(D) $P(A\cup\overline{B})=P(\overline{B})$

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

【知识点】①"A、B 互不相容"的概念：$AB=\Phi$；②加法公式：$P(A\cup B)=P(A)+P(B)-P(AB)$；③减法公式：$P(A-B)=P(A\overline{B})=P(A)-P(AB)$；④对立事件的概率公式：$P(\overline{A})=1-P(A)$。

2、设随机变量 X 的分布函数为 $F(x)=\begin{cases} a+be^{-x} & x\geq 0 \\ 0 & x<0 \end{cases}$，则

(A) $a=1,b=1$　　(B) $a=1,b=-1$　　(C) $a=-1,b=1$　　(D) $a=0,b=1$

【详解】 $F(+\infty)=\lim\limits_{x\to+\infty}F(x)=\lim\limits_{x\to+\infty}(a+be^{-x})=a$，由 $F(+\infty)=1$ 得 $a=1$；再由 $0\leq F(x)\leq 1$ 排除(A)答案选(B)

【知识点】分布函数的性质：$F(+\infty)=1$；$0\leq F(x)\leq 1$。

3、设 X,Y 是 2 个相互独立同服从正态分布 $N(\mu,\frac{1}{2})$ 的随机变量，且已知 $P(X+Y\leq 1)=\frac{1}{2}$，则 $\mu=$

(A)-1　　(B) 0　　(C)$\frac{1}{2}$　　(D)1

【详解】 $X+Y\sim N(2\mu,1)$，则 $P(X+Y\leq 1)=F(1)=\Phi(\frac{1-2\mu}{1})=\Phi(1-2\mu)$。由 $P(X+Y\leq 1)=\frac{1}{2}$ 得 $\Phi(1-2\mu)=\frac{1}{2}$，因此 $1-2\mu=0$，$\mu=\frac{1}{2}$。答案选(C)

【知识点】①正态分布的可加性：$X\sim N(\mu_1,\sigma_1^2)$，$Y\sim N(\mu_2,\sigma_2^2)$，$X$, Y 相互独立，则 $aX+bY\sim N(a\mu_1+b\mu_2,a^2\sigma_1^2+b^2\sigma_2^2)$；②正态分布的计算：若 $X\sim N(\mu,\sigma^2)$，则 $F(x)=\Phi(\frac{x-\mu}{\sigma})$；③ $\Phi(0)=\frac{1}{2}$。

4、设随机变量 X 的分布函数 $F(x)=\Phi(\frac{x-1}{2})$，其中 $\Phi(x)$ 是标准正态分布 $N(0,1)$ 的分布函数，则 $Y=2X+1$ 的方差为

(A)5　　(B)16　　(C)9　　(D)8

【详解】由 $F(x)=\Phi(\frac{x-1}{2})$ 知 $X\sim N(1,2^2)$，则 $DY=D(2X+1)=2^2DX=2^2\times 2^2=16$ 答案选(B)

【知识点】①正态分布的计算：若 $X\sim N(\mu,\sigma^2)$，则 $F(x)=\Phi(\frac{x-\mu}{\sigma})$；②正态分布的方差：

若 $X \sim N(\mu,\sigma^2)$，则 $DX=\sigma^2$；③方差的性质：$Da=0$，$D(aX)=a^2DX$。

5、设 $(X_1,\cdots,X_n)$ 是来自正态分布 $N(0,1)$ 的容量为 n 的简单随机样本，$\overline{X}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_i$，$S^2=\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(X_i-\overline{X})^2$，则

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

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

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

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

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 A、B 是 2 个事件，$P(A)=P(B)=\frac{1}{3}$，$P(A|B)=\frac{1}{6}$，则 $P(\overline{A}|\overline{B})=$ ______。

【详解】 $P(\overline{A}\overline{B})=P(\overline{A\cup B})=1-P(A\cup B)=1-[P(A)+P(B)-P(AB)]$

$=1-[P(A)+P(B)-P(B)P(A|B)]$，则 $P(\overline{A}|\overline{B})=\frac{P(\overline{A}\overline{B})}{P(\overline{B})}=\frac{1-[P(A)+P(B)-P(B)P(A|B)]}{1-P(B)}$

$=\frac{1-(\frac{1}{3}+\frac{1}{3}-\frac{1}{3}\times\frac{1}{6})}{1-\frac{1}{3}}=\frac{7}{12}$，答案为 $\frac{7}{12}$。

【知识点】①条件概率定义：$P(A|B)=\frac{P(AB)}{P(B)}$；②乘法公式：$P(AB)=P(B)P(A|B)$；③对偶律：$\overline{A\cup B}=\overline{A}\overline{B}$；④加法公式：$P(A\cup B)=P(A)+P(B)-P(AB)$。

2、随机变量 X 的分布律为 $P(X=k)=c(\frac{2}{3})^k, k=0,1,2,\cdots$；则 $c=$________。

【详解】 $\sum_{k=0}^{\infty} c(\frac{2}{3})^k=\frac{c}{1-\frac{2}{3}}=3c$，由 $\sum_{k=0}^{\infty} c(\frac{2}{3})^k=1$ 得 $c=\frac{1}{3}$。

【知识点】①离散型随机变量分布律的性质：若 X 的分布律为 $P(X=x_n)=p_n, n=1,2,,3\cdots$，则 $\sum_n p_n=1$；②几何级数的和：$\sum_{n=0}^{\infty} aq^n=\frac{a}{1-q}$。

3、设随机向量 (X,Y) 的联合分布律为

$X \backslash Y$	1	2	3
1	0.2	a	0.1
2	b	0.1	0.3

，且 $P(Y\ge 2|X=1)=0.6$，则 $a=$_________，$b=$_________。

【详解】 $P(Y\ge 2|X=1)=\frac{P(Y\ge 2, X=1)}{P(X=1)}=\frac{P(X=1,Y=2)+P(X=1,Y=3)}{P(X=1)}=\frac{a+0.1}{0.2+a+0.1}$，由 $P(Y\ge 2|X=1)=0.6$ 得 $a=0.2$。又 $0.2+a+0.1+b+0.1+0.3=1$，则 $b=0.1$。

【知识点】①条件概率定义：$P(A|B)=\frac{P(AB)}{P(B)}$；②离散型随机变量分布律的性质：若 (X,Y) 的分布律为 $P(X=x_i,Y=y_j)=p_{ij}, i,j=1,2,,3\cdots$，则 $\sum_{i,j} p_{ij}=1$；③边缘分布的计算：若 (X,Y) 的分布律为 $P(X=x_i,Y=y_j)=p_{ij}, i,j=1,2,,3\cdots$，则 $P(X=x_i)=\sum_j p_{ij}$。

4、设 $X_1,X_2,\cdots,X_n$ 为独立同分布的随机变量序列，其共同的分布为

X	-1	0	1
P	0.25	0.5	0.25

，若对任意的 $\varepsilon>0$，$\lim_{n\to\infty} P(\left|\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i-a\right|<\varepsilon)=1$，则 $a=$________。

【详解】若 $X_1,X_2,\cdots,X_n$ 为独立同分布，则 $\lim_{n\to\infty} P(\left|\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} EX_i\right|<\varepsilon)=1$。因此 $a=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} EX_i=EX=-1\times 0.25+0\times 0.5+1\times 0.25=0$。答案为 0。

【知识点】①大数定律：若 $X_1,X_2,\cdots,X_n$ 为独立同分布，则 $\lim_{n\to\infty} P(\left|\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} EX_i\right|<\varepsilon)=1$；②离散型随机变量的数学期望：若 X 的分布律为 $P(X=x_n)=p_n, n=1,2,,3\cdots$，则 $EX=\sum_n x_n p_n$。

5、设 $X_1, X_2, \cdots, X_n$ 是来自 Poisson 分布总体 $P(\lambda)$ 的简单随机样本，$c\sum_{i=1}^{n} X_i$ 是 λ 的无偏估计量，则 c=________。

【详解】 $E(c\sum_{i=1}^{n} X_i) = c\sum_{i=1}^{n} EX_i = c \cdot n\lambda$，$E(c\sum_{i=1}^{n} X_i) = \lambda$ 得 $c = \frac{1}{n}$。答案为 $\frac{1}{n}$。

【知识点】①$\hat{\theta}$ 是 θ 的无偏估计的定义：$E\hat{\theta} = \theta$；②重要离散型随机变量的数字特征：$X \sim P(\lambda) \Rightarrow EX = \lambda$。

三、设某种材料的质量指标 $X \sim N(100, 4^2)$。用这种材料制造产品，若材料的质量指标值不超过 93.42，则次品率为 0.6，若材料的质量指标在 93.42~106.58 之间，则次品率为 0.3，若材料的质量指标值超过 106.58，则次品率为 0.1。从用此材料制造的产品中任取 1 件，求：1、取到次品的概率；2、若已知取到的是次品，则该产品是由材料指标值在 93.42~106.58 之间的材料制造的概率。

【详解】1、用 A_1 表示该产品是由材料指标值不超过 93.42 的材料制造，用 A_2 表示该产品是由材料指标值在 93.42~106.58 之间的材料制造，用 A_3 表示该产品是由材料指标值超过 106.58 的材料制造，用 B 表示取到次品。则 $P(A_1) = P(X \le 93.2) = F(93.2) = \Phi(\frac{93.2-100}{4}) = \Phi(-1.7)$

$= 1 - \Phi(1.7) = 0.05$，$P(A_2) = P(93.2 < X \le 106.58) = F(106.58) - F(93.2) = \Phi(\frac{106.58-100}{4})$

$-\Phi(\frac{93.2-100}{4}) = \Phi(1.645) - \Phi(-1.7) = \Phi(1.645) + \Phi(1.7) - 1 = 0.9$，$P(A_3) = P(X > 106.58)$

$= 1 - \Phi(\frac{106.58-100}{4}) = 1 - \Phi(1.645) = 0.05$。

1、$P(B) = P(A_1)P(B|A_1) + P(A_2)P(B|A_2) + P(A_3)P(B|A_3) = 0.05 \times 0.6 + 0.9 \times 0.3 + 0.05 \times 0.1 = 0.305$；

2、$P(A_2|B) = \dfrac{P(A_2)P(B|A_2)}{\sum_{i=1}^{3} P(A_i)P(B|A_i)} = \dfrac{0.9 \times 0.3}{0.305} = \dfrac{54}{61} \approx 0.885$。

【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：$P(A_k|B) = \dfrac{P(A_k)P(B|A_k)}{\sum_{i=1}^{n} P(A_i)P(B|A_i)}$；

③正态分布的计算：若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$，则 $F(x) = \Phi(\frac{x-\mu}{\sigma})$。

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

【详解】1、$y < 0$ 时，$F_Y(y) = P(Y \le y) = P((X-1)^2 \le y) = 0$，$0 \le y \le 1$ 时，$F_Y(y) = P((X-1)^2 \le y)$

$= P(1-\sqrt{y} \le X \le 1+\sqrt{y}) = \int_{1-\sqrt{y}}^{1+\sqrt{y}} f(x)dx = \int_{1-\sqrt{y}}^{1+\sqrt{y}} e^{-x}dx = e^{-(1-\sqrt{y})} - e^{-(1+\sqrt{y})}$；$y > 1$ 时，

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

2、法一：$EY=E(X-1)^2=\int_{-\infty}^{+\infty}(x-1)^2f(x)dx=\int_0^{+\infty}(x-1)^2e^{-x}dx=\Gamma(3)-2\Gamma(2)+1=1$。法二：$X\sim e(1)$，则 $EX=DX=1$，$EY=E(X-1)^2=D(X-1)+[E(X-1)]^2=DX+(EX-1)^2=1$。法三：$EY=E(X-1)^2=\int_{-\infty}^{+\infty}(x-1)^2f(x)dx=\int_0^{+\infty}(x-1)^2e^{-x}dx=-[(x-1)^2e^{-x}\big|_0^{+\infty}-\int_0^{+\infty}2(x-1)e^{-x}dx]$

$=1-2[(x-1)e^{-x}\big|_0^{+\infty}-\int_0^{+\infty}e^{-x}dx]=1-2(1+e^{-x}\big|_0^{+\infty})=1$。

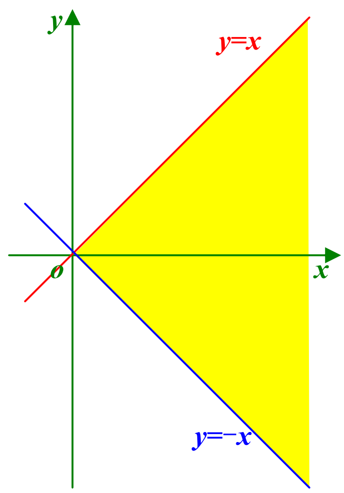
【知识点】①连续型随机变量函数 $Y=G(X)$ 分布的求法：$F_Y(y)=P(Y\le y)=P(g(X)\le y)$；②连续型随机变量函数的数学期望的计算：$Eg(X)=\int_{-\infty}^{+\infty}g(x)f(x)dx$；③$\Gamma$ 函数的有关知识：$\Gamma(x)=\int_0^{+\infty}x^{s-1}e^{-x}dx$，$\Gamma(s+1)=s\Gamma(s)$，$\Gamma(1)=1$ 或指数分布的数字特征：若 $X\sim f(x)=\begin{cases}e^{-x} & x\ge 0\\ 0 & 其他\end{cases}$ 则 $EX=\frac{1}{\lambda}$，$DX=\frac{1}{\lambda^2}$ &期望性质 $E(aX+b)=aEX+b$ &方差公式 $DX=EX^2-(EX)^2$ 或分布积分法：$\int_a^b u(x)dv(x)=u(x)v(x)\big|_a^b-\int_a^b v(x)du(x)$。

五、设二维连续型随机变量(*X*,*Y*)的联合概率密度函数为 $f(x,y)=\begin{cases}\frac{1}{2}e^{-x} & |y|<x\\ 0 & 其他\end{cases}$，求：1、*X* 的边缘分布密度；2、条件概率密度 $f_{Y|X}(y|x)$；3、*Z*=*X*+*Y* 的分布函数。

【详解】1、$x\le 0$ 时 $f_X(x)=\int_{-\infty}^{+\infty}f(x,y)dy=\int_{-\infty}^{+\infty}0dy=0$，

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

$f_X(x)=\begin{cases}xe^{-x} & x>0\\ 0 & x\le 0\end{cases}$。



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

3、$z\le 0$ 时 $F_Z(z)=P(Z\le z)=P(X+Y\le z)$

$=\iint\limits_{x+y\le z}f(x,y)dxdy=\iint\limits_{x+y\le z}0dxdy=0$，$z>0$ 时 $F_Z(z)=\iint\limits_{x+y\le z}f(x,y)dxdy=1-\int_{\frac{z}{2}}^{+\infty}dx\int_{z-x}^{x}e^{-x}dy=1-e^{-\frac{z}{2}}$，总

之，$F_Z(z)=\begin{cases}1-e^{-\frac{z}{2}} & z>0\\ 0 & x\le 0\end{cases}$。

【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条件概率密度的计算：$f_{Y|X}(y|x)=\dfrac{f(x,y)}{f_X(x)}$；③函数$Z=g(X,Y)$分布函数的计算：$F_Z(z)=P(Z\le z)$ $=P(g(X,Y)\le z)=\iint\limits_{g(x,y)\le z}f(x,y)dxdy$。

六、某生产线上组装每件产品所需要的时间 X(分钟)服从指数分布 $f(x)=\begin{cases}\dfrac{1}{10}e^{-\frac{x}{10}} & x>0\\ 0 & x\le 0\end{cases}$，且各件产品组装所需要的时间相互独立。利用中心极限定理求组装 100 件产品需要 15 小时至 20 小时的概率近似值。

【详解】用X_i表示组装第i件产品需要的时间，则$EX_i=10$，$DX_i=100$。由中心极限定理，$\sum\limits_{i=1}^{100}X_i$近似地服从$N(10\times100,100\times100)$。$P(15\times60<\sum\limits_{i=1}^{100}X_i\le 20\times60)=F(20\times60)-F(15\times60)$

$\approx\Phi(\dfrac{20\times60-10\times100}{\sqrt{100\times100}})-\Phi(\dfrac{15\times60-10\times100}{\sqrt{100\times100}})=\Phi(2)-\Phi(-1)=\Phi(2)+\Phi(1)-1=0.8185$。

【知识点】①指数分布的数字特征：若$X\sim f(x)=\begin{cases}\lambda e^{-\lambda x} & x\ge0\\ 0 & \text{其他}\end{cases}$，则$EX=\dfrac{1}{\lambda}$，$DX=\dfrac{1}{\lambda^2}$；②中心极限定理：$EX_i=\mu,DX_i=\sigma^2\Rightarrow P(a<\sum\limits_{i=1}^{n}X_i\le b)=\Phi(\dfrac{b-n\mu}{\sqrt{n}\sigma})-\Phi(\dfrac{a-n\mu}{\sqrt{n}\sigma})$。

七、设总体X的分布密度函数为$f(x;\theta)=\begin{cases}c^\theta\theta x^{-(\theta+1)} & x\ge c\\ 0 & x<c\end{cases}$，其中$\theta>1$是未知参数，$c>0$是已知常数。$(X_1,\cdots,X_n)$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、$EX=\int_{-\infty}^{+\infty}xf(x)dx=\int_c^{+\infty}xc^\theta\theta x^{-(\theta+1)}dx=c^\theta\theta\int_c^{+\infty}x^{-\theta}dx=\dfrac{c\theta}{\theta-1}$，由$EX=\overline{X}$得$\theta$的矩估计量为$\hat\theta=\dfrac{\overline{X}}{\overline{X}-c}$；2、似然函数为$L(\theta)=c^\theta\theta x_1^{-(\theta+1)}c^\theta\theta x_2^{-(\theta+1)}\cdots c^\theta\theta x_n^{-(\theta+1)}=c^{n\theta}\theta^n(x_1x_2\cdots x_n)^{-(\theta+1)}$，取对数：$\ln L(\theta)=n\theta\ln c+n\ln\theta-(\theta+1)(\ln x_1+\ln x_2+\cdots+\ln x_n)$，求导：

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

【知识点】①矩估计量的求法：解方程 $EX=\overline{X}$；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、设总体 X 服从正态分布 $N(\mu,4^2)$，$(x_1,\cdots,x_n)$ 是来自总体 X 的容量为 n 的样本观察值，为使 μ 的置信度为 95%的置信区间长度不大于 0.98，求样本容量 n 的最小值。

【详解】$\sigma=4$ 已知时 μ 的置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间为 $(\overline{x}-\frac{\sigma}{\sqrt{n}}u_{\frac{\alpha}{2}},\overline{x}+\frac{\sigma}{\sqrt{n}}u_{\frac{\alpha}{2}})$，由 $\Phi(u_{\frac{\alpha}{2}})=1-\frac{\alpha}{2}=1-\frac{1-95\%}{2}=0.975$ 得 $u_{\frac{\alpha}{2}}=1.96$。又 $\sigma=4$，则置信区间的长度为 $2\frac{\sigma}{\sqrt{n}}u_{\frac{\alpha}{2}}=2\times\frac{4}{\sqrt{n}}\times1.96$，由置信区间长度不大于 0.98 可得 $n\geq256$。

【知识点】①σ 已知时 μ 的置信区间：$(\overline{x}-\frac{\sigma}{\sqrt{n}}u_{\frac{\alpha}{2}},\overline{x}+\frac{\sigma}{\sqrt{n}}u_{\frac{\alpha}{2}})$；②标准正态分布的上侧分位点：$\Phi(u_{\frac{\alpha}{2}})=1-\frac{\alpha}{2}$。

九、设总体 X 服从正态分布 $N(\mu,\sigma^2)$，$\mu,\sigma>0$ 都是未知参数，$(X_1,\cdots,X_n)$ 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：$\sigma^2=5^2\leftrightarrow H_1$：$\sigma^2<5^2$ 若已知在显著水平 α 下拒绝 H_0 的区域为 $S=\{(x_1,\cdots,x_n)\left|\sum_{i=1}^{36}(x_i-\overline{x})^2\leq561.625\right.\}$。求 α。

【详解】检验问题为 H_0：$\sigma^2=5^2\leftrightarrow H_1$：$\sigma^2<5^2$；选取的统计量为 $\chi^2=\frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}=\frac{\sum_{i=1}^{36}(x_i-\overline{x})}{5^2}$；拒绝域为 $S=\{(x_1,\cdots,x_n)\left|\chi^2<\chi^2_{1-\alpha}(n-1)\right.\}$；由拒绝 H_0，则 $\frac{\sum_{i=1}^{36}(x_i-\overline{x})}{5^2}<\chi^2_{1-\alpha}(n-1)=\chi^2_{1-\alpha}(35)$。由题意 $5^2\chi^2_{1-\alpha}(35)=561.625\Rightarrow\chi^2_{1-\alpha}(35)=22.465\Rightarrow1-\alpha=0.95\Rightarrow0.05$。

【知识点】μ 未知时对 H_0：$\sigma^2=\sigma_0^2\leftrightarrow H_1$：$\sigma^2<\sigma_0^2$ 的检验(单边检验)。