

一、选择题

1、设 A 、 B 是 2 个随机事件, 则

(A) $P(AB) \leq P(A)P(B)$ (B) $P(AB) \geq P(A)P(B)$

(C) $P(AB) \leq \frac{P(A)+P(B)}{2}$ (D) $P(AB) \geq \frac{P(A)+P(B)}{2}$

【详解】
$$\left. \begin{aligned} P(A \cup B) &= P(A) + P(B) - P(AB) \Rightarrow P(A) + P(B) = P(A \cup B) + P(AB) \\ A \cup B \supset AB &\Rightarrow P(A \cup B) \geq P(AB) \end{aligned} \right\} \Rightarrow$$

$$P(A) + P(B) \geq 2P(AB) \Rightarrow P(AB) \leq \frac{P(A) + P(B)}{2}, \text{ 答案选(C)}$$

【知识点】①加法公式: $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB)$; ②概率的“单调性”:

$$A \supset B \Rightarrow P(A) \geq P(B).$$

2、设连续型随机变量 X 的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} \frac{c}{\sqrt{1-x^2}} & |x| < 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$, 则 $c =$

(A) $\frac{2}{\pi}$ (B) $\frac{1}{\pi}$ (C) 2π (D) π

【详解】 $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = \int_{-1}^1 \frac{c}{\sqrt{1-x^2}}dx = c \arcsin x \Big|_{-1}^1 = c\pi$, 由 $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$ 得 $c = \frac{1}{\pi}$; 答案选(D)

【知识点】概率密度函数的性质: $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$ 。

3、设 X 、 Y 是 2 个相互独立的随机变量, 且已知 $X \sim N(1,1)$, $Y \sim N(0,1)$, 则 $P(XY - Y \leq 0) =$

(A) $\frac{1}{4}$ (B) $\frac{1}{2}$ (C) $\frac{3}{4}$ (D) $\frac{1}{3}$

【详解】 $P(XY - Y \leq 0) = P((X-1)Y \leq 0) = P(X-1 \geq 0, Y \leq 0) + P(X-1 \leq 0, Y \geq 0)$

$$= P(X \geq 1, Y \leq 0) + P(X \leq 1, Y \geq 0) = P(X \geq 1)P(Y \leq 0) + P(X \leq 1)P(Y \geq 0) = [1 - F_X(1)]F_Y(0)$$

$$+ F_X(1)[1 - F_Y(0)] = [1 - \Phi(\frac{1-1}{1})]\Phi(0) + \Phi(\frac{1-1}{1})[1 - \Phi(0)] = \frac{1}{2}. \text{ 答案选(B)}$$

【知识点】① X, Y 相互独立 $\Rightarrow P(X \in I_x, Y \in J_y) = P(X \in I_x)P(Y \in J_y)$; 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 、 Y 不相关, 且 $EX = EY = 1$, $DX = 3$, 则 $E[X(X+Y)-2] =$

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

【详解】 $E[X(X+Y)-2] = E(X^2 + XY - 2) = EX^2 + E(XY) - 2 = DX + (EX)^2 + EXEY - 2 = 3$ 。答

案选(B)

【知识点】①数学期望的性质： $E(X+Y)=EX+EY$ ， $X、Y$ 独立 $\Rightarrow E(XY)=EXEY$ ；②方差的计算： $DX=EX^2-(EX)^2$ 。

5、设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是来自正态分布 $N(0, \sigma^2)$ 的容量为 n 的简单随机样本， $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ ， $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ ，则 $E\hat{\sigma}^2 =$

(A) σ^2 (B) $\frac{\sigma^2}{n}$ (C) $\frac{\sigma^2}{n-1}$ (D) $\frac{n-1}{n}\sigma^2$

【详解】 $\hat{\sigma}^2 = \frac{n-1}{n} S^2 \Rightarrow E\hat{\sigma}^2 = E \frac{n-1}{n} S^2 = \frac{n-1}{n} ES^2 = \frac{n-1}{n} DX = \frac{n-1}{n} \sigma^2$ 。答案选(D)

【知识点】①样本方差： $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ ；②样本方差的期望： $ES^2 = DX$ ；③正态分布的方差： $X \sim N(\mu, \sigma^2) \Rightarrow DX = \sigma^2$ 。

二、填空题

1、设两个独立的随机事件 A 和 B 都不发生的概率为 $\frac{1}{16}$ ， A 发生而 B 不发生概率与 B 发生而 A 不发生的概率相等，则 $P(A) = \underline{\hspace{2cm}}$ 。

【详解】 $P(\overline{AB}) = P(\overline{AB}) \Rightarrow P(A) - P(AB) = P(B) - P(AB) \Rightarrow P(A) = P(B)$ ， $P(\overline{AB}) = P(\overline{A \cup B}) = 1 - [P(A) + P(B) - P(AB)] = 1 - [P(A) + P(B) - P(A)P(B)] = 1 - 2P(A) + [P(A)]^2$ ，由 $P(\overline{AB}) = \frac{1}{16}$ 得 $P(A) = \frac{3}{4}$ ，答案为 $\frac{3}{4}$ 。

【知识点】①用事件的关系和运算表示事件；②减法公式： $P(\overline{AB}) = P(A) - P(AB)$ ；③对偶律： $\overline{A \cup B} = \overline{AB}$ ；④加法公式： $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB)$ ；⑤事件的独立定义： $P(AB) = P(A)P(B)$ 。

2、设 $X \sim b(2, p)$ ， $Y \sim b(3, p)$ 。已知 $P(X \geq 1) = \frac{5}{9}$ ，则 $P(Y \geq 1) = \underline{\hspace{2cm}}$ 。

【详解】 $X \sim b(2, p) \Rightarrow P(X \geq 1) = C_2^1 p(1-p) + C_2^2 p^2 = 2p - p^2$ ，由 $P(X \geq 1) = \frac{5}{9}$ 得 $p = \frac{1}{3}$ ； $Y \sim b(3, \frac{1}{3}) \Rightarrow P(Y \geq 1) = 1 - P(Y = 0) = 1 - C_3^0 (1 - \frac{1}{3})^3 = \frac{19}{27}$ ，答案为 $\frac{19}{27}$ 。

【知识点】①二项分布的分布律： $X \sim b(n, p) \Rightarrow P(X = k) = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}$ ， $k = 0, 1, \dots, n$ ；②对

立事件的概率: $P(\bar{A}) = 1 - P(A)$ 。

3、随机变量 X, Y 是独立同服从参数 $\lambda=1$ 的指数分布 $e(1)$, 即其共同的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} e^{-x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}, \text{ 则 } P(\min\{X, Y\} \leq 1) = \underline{\hspace{2cm}}。$$

【详解】 $P(\min\{X, Y\} \leq 1) = 1 - P(\min\{X, Y\} > 1) = 1 - P(X > 1, Y > 1) = 1 - P(X > 1)P(Y > 1)$
 $= 1 - \int_1^{+\infty} e^{-x} dx \int_1^{+\infty} e^{-y} dy = 1 - (-e^{-x}|_1^{+\infty})(-e^{-y}|_1^{+\infty}) = 1 - e^{-2}$, 答案为 $1 - e^{-2}$ 。

【知识点】①最小值概率的转化: $P(\min\{X, Y\} > a) = P(X > a, Y > a)$; ② X, Y 相互独立
 $\Rightarrow P(X \in I_x, Y \in J_y) = P(X \in I_x)P(Y \in J_y)$; ③连续型随机变量概率的计算:

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

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

X	-1	0	1
P	0.25	0.5	0.25

, 若存在实数 a , 则任意的 $\varepsilon > 0$, $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - a\right| \geq \varepsilon\right) = 0$, 则 $a = \underline{\hspace{2cm}}$ 。

【详解】若 $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ 独立同分布, 则 $X_1^2, X_2^2, \dots, X_n^2, \dots$ 独立同分布, 由大数定律得
 $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n EX_i^2\right| \geq \varepsilon\right) = 0$ 。因此 $a = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n EX_i^2 = EX^2 = (-1)^2 \times 0.25 + 0^2 \times 0.5 + 1^2 \times 0.25$
 $= 0.5$ 。答案为 0.5。

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

②离散型随机变量的数学期望: X 的分布为 $P(X = x_n) = p_n, n = 1, 2, 3, \dots \Rightarrow Eg(X) = \sum_n g(x_n)p_n$ 。

5、设 (X_1, X_2, X_3) 是来自正态总体 $N(0, \sigma^2)$ 的简单随机样本, 则 $\frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}|X_3|} \sim \underline{\hspace{2cm}}$ 分布。

【详解】 $X_1 \sim N(0, \sigma^2)$, $X_2 \sim N(0, \sigma^2) \Rightarrow X_1 - X_2 \sim N(0, 2\sigma^2) \Rightarrow X = \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}\sigma} \sim N(0, 1)$,
 $X_3 \sim N(0, \sigma^2) \Rightarrow \frac{X_3}{\sigma} \sim N(0, 1) \Rightarrow Y = \left(\frac{X_3}{\sigma}\right)^2 \sim \chi^2(1)$; $\frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}|X_3|} = \frac{X}{\sqrt{\frac{Y}{n}}} \sim t(1)$ 。答案为 $t(1)$ 。

【知识点】①正态分布: $X \sim N(\mu, \sigma^2) \Rightarrow \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$; ② χ^2 分布的定义:

$X_i \sim N(0, 1), X_1, X_2, \dots, X_n$ 独立 $\Rightarrow \sum_{i=1}^n X_i^2 \sim \chi^2(n)$; ③ t 分布的定义: $X \sim N(0, 1), Y \sim \chi^2(n)$,

$$X, Y \text{ 独立} \Rightarrow \frac{X}{\sqrt{\frac{Y}{n}}} \sim t(n)。$$

三、调查资料显示, 某校学生一学期上网时间(小时) $X \sim N(80, 20^2)$, 一学生上网时间不超过 80 小时, 他的概率统计及格的概率为 0.8; 上网时间在 80-112.9 小时之间, 他的概率统计及格的概率为 0.1; 上网时间超过 112.9 小时, 概率统计及格的概率为 0.05。求: 1、挑选的学生概率统计及格的概率; 2、若已知挑选的学生概率统计不及格, 他一学生上网时间超过 112.9 小时的概率。

【详解】1、用 A_1 表示学生上网时间不超过 80 小时, 用 A_2 表示上网时间在 80-112.9 小时之间, 用 A_3 表示上网时间超过 112.9 小时, 用 B 表示概率统计不及格。则

$$P(A_1) = P(X \leq 80) = F(80) = \Phi\left(\frac{80-80}{20}\right) = \Phi(0) = 0.5;$$

$$P(A_2) = P(80 < X \leq 112.9) = F(112.9) - F(80) = \Phi\left(\frac{112.9-80}{20}\right) - \Phi\left(\frac{80-80}{20}\right) = 0.45,$$

$$P(A_3) = P(X > 112.9) = 1 - F(112.9) = 1 - \Phi\left(\frac{112.9-80}{20}\right) = 0.05。$$

$$1、P(B) = P(A_1)P(B|A_1) + P(A_2)P(B|A_2) + P(A_3)P(B|A_3)$$

$$= 0.5 \times 0.2 + 0.45 \times 0.9 + 0.05 \times 0.95 = 0.5545, \quad P(\bar{B}) = 1 - P(B) = 0.4455;$$

$$2、P(A_3|B) = \frac{P(A_3)P(B|A_3)}{\sum_{i=1}^3 P(A_i)P(B|A_i)} = \frac{0.05 \times 0.95}{0.5545} = \frac{95}{1109} \approx 0.08566。$$

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

$$P(B) = \sum_{i=1}^n P(A_i)P(B|A_i); \quad ③ \text{贝叶斯公式: } P(A_k|B) = \frac{P(A_k)P(B|A_k)}{\sum_{i=1}^n P(A_i)P(B|A_i)}。$$

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、求 $Y = \ln X$ 的分布函数 $F_Y(y)$; 2、

$$E \sin \frac{\pi X}{2}。$$

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

$$\text{时, } F_Y(y) = \int_{-\infty}^{e^y} f(x)dx = \int_0^1 1dx + \int_1^{e^y} 0dx = 1。 \text{ 总之 } F_Y(y) = \begin{cases} e^y & y < 0 \\ 1 & y \geq 0 \end{cases}。$$

$$2、E \sin \frac{\pi X}{2} = \int_{-\infty}^{+\infty} \sin \frac{\pi x}{2} f(x)dx = \int_0^1 \sin \frac{\pi x}{2} dx = \frac{2}{\pi}。$$

【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

$f(x, y) = \begin{cases} e^x & x \leq y < 0 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$, 求: 1、 Y 的边缘分布密度; 2、条件分布密度 $f_{X|Y}(x|y)$; 3、 $Z=X-Y$ 的分布函数。

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

$y > 0$ 时 $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y)dy = 0$, 总之,

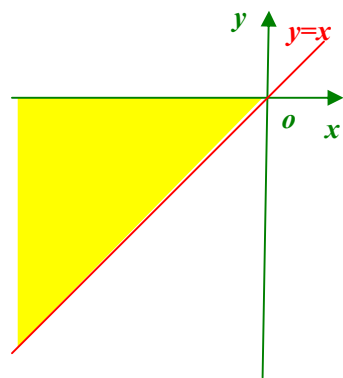
$$f_Y(y) = \begin{cases} e^y & y \leq 0 \\ 0 & y > 0 \end{cases}.$$

$$2、f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} = \begin{cases} e^{x-y} & x \leq y \\ 0 & x > y \end{cases};$$

3、 $z \leq 0$ 时 $F_Z(z) = P(Z \leq z) = P(X - Y \leq z)$

$$= \iint_{x-y \leq z} f(x, y)dx dy = \iint_{y \geq x-z} e^x dx dy = \int_{-\infty}^z dx \int_{x-z}^0 e^x dy = e^z, \quad z > 0 \text{ 时 } F_Z(z) = \iint_{x-y \leq z} f(x, y)dx dy = 1, \text{ 总之,}$$

$$F_Z(z) = \begin{cases} e^z & z \leq 0 \\ 1 & z > 0 \end{cases}.$$



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

计算: $f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)}$; ③函数 $Z = g(X, Y)$ 分布函数的计算: $F_Z(z) = P(Z \leq z)$

$$= P(g(X, Y) \leq z) = \iint_{g(x, y) \leq z} f(x, y)dx dy.$$

六、某保险公司有 10000 个人购买了一年期人寿保险, 投保人每年缴纳 60 元保费。若投保人则一年内死亡, 则保险公司赔付 5 万元。各投保人在一年内是否死亡相互独立, 死亡的概率为 0.1。利用中心极限定理求保险公司一年内赔付总额不超过 5300 万元的概率。

【详解】用 X 表示一年内死亡的投保人人数的, 则 $X \sim b(10000, 0.1)$ 。由中心极限定理, X 近似

地服从 $N(10000 \times 0.1, 10000 \times 0.1 \times 0.9)$ 。 $P(5X \leq 5300) = P(X \leq 1060) = F(1060) \approx \Phi\left(\frac{1060 - 1000}{\sqrt{900}}\right)$

$= \Phi(2) = 0.9772$ 。

【知识点】①二项分布的应用背景: n 重 Bernoulli 试验中成功的次数; ②中心极限定理:

$$X \sim b(n, p) \Rightarrow P(a < X \leq b) \approx \Phi\left(\frac{b - np}{\sqrt{np(1-p)}}\right) - \Phi\left(\frac{a - np}{\sqrt{np(1-p)}}\right).$$

七、设总体 X 的分布密度函数为 $f(x, \theta) = \begin{cases} \theta x^{-\theta-1} & x > 1 \\ 0 & x \leq 1 \end{cases}$, 其中 $\theta > 1$ 是未知参数, (X_1, X_2, \dots, X_n)

是来自 X 的容量为 n 的简单随机样本, 求 1、 θ 的矩估计量 $\hat{\theta}$; 2、 θ 的最大似然估计量 $\hat{\theta}_L$ 。

【详解】1、 $EX = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_1^{+\infty} x\theta x^{-\theta-1}dx = \frac{\theta}{\theta-1}$, 由 $EX = \bar{X}$ 得 θ 的矩估计量为 $\hat{\theta} = \frac{\bar{X}}{\bar{X}-1}$;

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

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

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

$$\hat{\theta}_L = \frac{n}{\ln x_1 + \ln x_2 + \cdots + \ln x_n}。$$

【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、设总体 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, σ 未知, $(x_1, x_2, \dots, x_{36})$ 是来自总体 X 的容量为 36 的简单随机样本, 算得样本均值的观测值 $\bar{x} = 10$, 样本方差的观测值 $s^2 = 8.76$, 求 μ 的置信度为 95% 的置信区间。

【详解】 σ 未知时 μ 的置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间为 $(\bar{x} - \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1), \bar{x} + \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1))$ 。其中 $n=36$, $\alpha=0.05$, 则 $t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) = t_{0.025}(35) = 2.03$ 。又 $\bar{x} = 10$, $s^2 = 8.76$, 则 μ 的置信度为 95% 的置信区间为 $(10 - \frac{\sqrt{8.76}}{\sqrt{36}} \times 2.03, 10 + \frac{\sqrt{8.76}}{\sqrt{36}} \times 2.03)$, 即 (9, 11)。

【知识点】① σ 未知时 μ 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 $N(\mu, \sigma^2)$, $(X_1, X_2, \dots, X_{101})$ 是来自 X 的容量为 101 的简单随机样本观察值, μ, σ 未知, 对检验问题: $H_0: \sigma^2 = 1^2 \leftrightarrow H_1: \sigma^2 < 1^2$, 若已知在显著水平 $\alpha=0.05$ 下, 拒绝了 H_0 , 求样本方差 s^2 的观察值允许的最大值。

【详解】检验问题为 $H_0: \sigma^2 = 1^2 \leftrightarrow H_1: \sigma^2 < 1^2$; 选取的统计量为 $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} = \frac{100S^2}{1^2}$; 拒

绝域为 $\chi^2 < \chi_{1-\alpha}^2(n-1) = \chi_{0.95}^2(100) = 77.93$; 由于拒绝 H_0 , 则 $\frac{100S^2}{1^2} < 77.93$ 。 $S^2 < 0.7793$ 。样

本方差 s^2 的观察值允许的最大值为 0.7793。

【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)。