

一、 选择题，根据题目要求，在题下选项中选出一个正确答案（本题共 36 分，
每小题各 4 分）

1、设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, x_1, x_2, \dots, x_n 为来自 X 的样本, ($n \geq 2$);

$$\text{记 } \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \quad s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2.$$

在未知方差 σ^2 , 检验假设 $H_0: \mu = \mu_0$ 时, 选取检验用的统计量是 A。

$$\begin{array}{ll} \text{A. } T = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} \sim t(n-1); & \text{B. } U = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1); \\ \text{C. } T = \frac{\bar{x} - \mu}{s/\sqrt{n}} \sim t(n-1); & \text{D. } T = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n-1}} \sim t(n-1). \end{array}$$

Answer: 作为统计量的一定不会是未知量, C 就是因为 μ 为未知量而不可行的。

又由于方差未知, 所以选择 t 分布。

$$\begin{aligned} \bar{x} &\sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right) \\ \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} &\sim N(0,1) \\ \frac{(n-1)s^2}{\sigma^2} &\sim \chi^2(n-1) \\ \therefore T = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} &\sim t(n-1) \\ \text{Detailed: } T &= \frac{\frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}}{\sqrt{\frac{(n-1)s^2}{\sigma^2} / (n-1)}} = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \div \frac{s}{\sigma} = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} \end{aligned}$$

2、设 X 为随机变量, 且 $EX = 1, DX = 0.1$, 则一定成立的是 B。

$$\begin{array}{ll} \text{A. } P\{-1 < X < 1\} \geq 0.9; & \text{B. } P\{0 < X < 2\} \geq 0.9; \\ \text{C. } P\{|X + 1| \geq 0.1\} \leq 0.9; & \text{D. } P\{|X| \geq 0.1\} \leq 0.1. \end{array}$$

Answer: 此题考查的是切比雪夫不等式:

$$P(|X - E(X)| \geq \varepsilon) \leq \frac{D(X)}{\varepsilon^2}$$

$$\therefore P(|X - 1| \geq 1) \leq \frac{0.1}{1} = 0.1$$

$$\therefore P(|X - 1| < 1) \geq 1 - 0.1 = 0.9$$

$$P(0 < X < 2) \geq 0.9$$

3、设 X_1, X_2, \dots, X_{100} 为总体 $X \sim N(1, 2^2)$ 的一个样本, $\bar{X} = \frac{1}{100} \sum_{k=1}^{100} X_k$,

选取常数 a, b , 使得 $Y = a\bar{X} + b \sim N(0, 1)$, 则选_____。

A. $a = -5, b = 5$;

B. $a = 5, b = 5$;

C. $a = \frac{1}{2}, b = -\frac{1}{2}$;

D. $a = -\frac{1}{2}, b = \frac{1}{2}$ 。

$$\bar{X} \sim N(1, \frac{2^2}{100})$$

$$a\bar{X} \sim N(a, \frac{4a^2}{100})$$

Answer: $a\bar{X} + b \sim N(a + b, \frac{4a^2}{100})$

$$\therefore a + b = 0$$

$$\frac{4a^2}{100} = 1$$

$$\begin{cases} a = -5 \\ b = 5 \end{cases} \text{ 或 } \begin{cases} a = 5 \\ b = -5 \end{cases}$$

4、设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的样本, ($n \geq 2$); 总体均值 $EX = \mu$,

$$\text{总体方差 } DX = \sigma^2, \quad \text{记 } \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k, \quad B_2 = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X})^2,$$

下列表述中正确的结论是_____。

A. $\bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$;

B. $\frac{n}{\sigma^2} B_2 \sim \chi^2(n-1)$ 。

C. B_2 是 σ^2 的无偏估计量;

D. $B_2 = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k^2 - \bar{X}^2$;

Answer: 本题 A 项陷阱在于, 题目并未提及: X_1, X_2, \dots, X_n 服从正态分布, 所以并不可以说

$$\bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n}), \text{ 但是可以说 } \bar{X} \text{ 的均值为 } \mu, \text{ 方差为 } \frac{\sigma^2}{n}.$$

B 项与 A 项的毛病是相同的,式子本身没错,可是缺少了前提条件 X_1, X_2, \dots, X_n 服从正态分布,注意这里 B_2

并不是 s^2 . B_2 学名为 2 阶中心矩. C 项里应当是 s^2 为 σ^2 的无偏估计量.

D 项推导过程如下:

$$\begin{aligned}
 B_2 &= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X})^2 \\
 &= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (X_k^2 - 2X_k \bar{X} + \bar{X}^2) \\
 &= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (X_k^2 - 2X_k \bar{X}) + \bar{X}^2 \\
 &= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (X_k^2 - 2X_k \cdot \frac{\sum_{k=1}^n X_k}{n}) + \bar{X}^2 \\
 &= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k^2 - \frac{2 \sum_{k=1}^n X_k \cdot \sum_{k=1}^n X_k}{n^2} + \bar{X}^2 \\
 &= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k^2 - 2 \cdot \left(\frac{\sum_{k=1}^n X_k}{n} \right)^2 + \bar{X}^2 \\
 &= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k^2 - \bar{X}^2
 \end{aligned}$$

5、设随机变量 X 的概率密度为 $f(x)$, 分布函数为 $F(x)$,

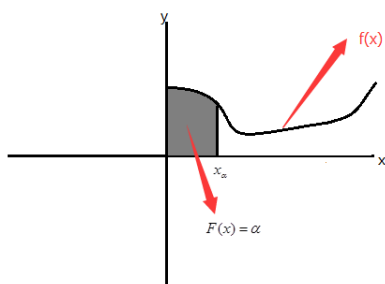
且当 $x > 0$ 时, $f(x) > 0$; 当 $x \leq 0$ 时, $f(x) = 0$;

对 $0 < \alpha < 1$, 设 x_α 是方程 $F(x) = \alpha$ 的解,

下列表述中正确的结论是_____。

- A. $P\{-x_{\frac{\alpha}{2}} < X \leq x_{1-\frac{\alpha}{2}}\} = 1 - \alpha$; B. $P\{x_{\frac{2\alpha}{3}} < X \leq x_{1-\frac{\alpha}{3}}\} = 1 - \alpha$;
- C. $P\{|X| \leq x_{1-\frac{\alpha}{2}}\} = 1 - \alpha$; D. $P\{|X| \geq x_{1-\frac{\alpha}{2}}\} = 1 - \alpha$ 。

Answer:此题有一处陷阱,与某年原题并不相同,当 $x > 0$ 时, $f(x) > 0$; 当 $x \leq 0$ 时, $f(x) = 0$



意味着 $F(x)$ 的图像只能是在 $0 \sim +\infty$ 上的单调递增曲线, 依图来看
即可得到答案: 要注意 $f(x)$ 在左侧为 0, 所以 $P\{-x_{\frac{\alpha}{2}} < X \leq x_{1-\frac{\alpha}{2}}\} = P\{0 < X \leq x_{1-\frac{\alpha}{2}}\}$ 。

那么我们根据 $f(x)$ 在左侧为 0 的规律去掉选项中的无效区域, 即以下新选项:

A、 $P\{-x_{\frac{\alpha}{2}} < X \leq x_{1-\frac{\alpha}{2}}\} = P\{0 < X \leq x_{1-\frac{\alpha}{2}}\}$

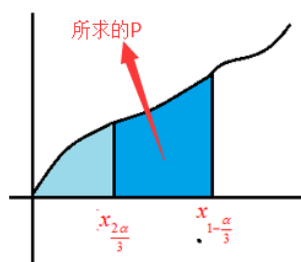
B、 $P\{x_{\frac{2\alpha}{3}} < X \leq x_{1-\frac{\alpha}{3}}\}$

C、 $P\{|X| \leq x_{1-\frac{\alpha}{2}}\} = P\{-x_{1-\frac{\alpha}{2}} \leq X \leq x_{1-\frac{\alpha}{2}}\} = P\{0 < X \leq x_{1-\frac{\alpha}{2}}\}$

D、 $P\{|X| \geq x_{1-\frac{\alpha}{2}}\} = P\{X \geq x_{1-\frac{\alpha}{2}} \cup X \leq -x_{1-\frac{\alpha}{2}}\} = P\{X \geq x_{1-\frac{\alpha}{2}}\}$

求得去掉无效区域的选项后, 我们如何求得题目要求的数据呢?

$P\{x_{\frac{2\alpha}{3}} < X \leq x_{1-\frac{\alpha}{3}}\}$ 如果以图像表示则是这样的:



图中浅蓝部分的面积是: $\frac{2}{3}\alpha$, 浅蓝+深蓝部分的面积是: $1 - \frac{1}{3}\alpha$, 所以夹在其

中的深蓝部分的面积即为: $1 - \alpha$, 那么即 $P\{x_{\frac{2\alpha}{3}} < X \leq x_{1-\frac{\alpha}{3}}\} = 1 - \alpha$

6、设随机变量 (X, Y) 的分布函数为 $F(x, y)$, 对任意实数 z ,

则有 $P\{\max\{X, Y\} > z\} = \underline{\hspace{2cm}}$ 。

A. $F(z, z)$;

B. $P\{X > z\} + P\{Y > z\}$;

C. $1 - F(z, z)$;

D. $P\{X > z, Y > z\}$ 。

Answer: $P\{\max\{X, Y\} > z\} = 1 - P\{\min\{X, Y\} \leq z\} = 1 - F(z, z)$

7、设随机变量 X 的概率密度为 $f(x) = \frac{a}{e^x + e^{-x}}$, $-\infty < x < +\infty$, (常数 $a > 0$),

则 $P\{0 < X < \ln \sqrt{3}\} = \underline{\hspace{2cm}}$ 。

- A. $\frac{1}{6}$; B. $\frac{\pi}{6}$; C. $\frac{1}{12}$; D. $\frac{2}{\pi}$ 。

$$\begin{aligned} \int_0^{\ln \sqrt{3}} f(x) dx &= \int_0^{\ln \sqrt{3}} \frac{a}{e^x + e^{-x}} dx \\ &= \int_0^{\ln \sqrt{3}} \frac{ae^x}{e^{2x} + 1} dx = \int_0^{\ln \sqrt{3}} \frac{a}{e^{2x} + 1} d(e^x) \\ &= \int_1^{\sqrt{3}} \frac{a}{x^2 + 1} dx = a \arctan x \Big|_1^{\sqrt{3}} = \frac{\pi}{12} \end{aligned}$$

$$\text{由于 } \lim_{x \rightarrow -\infty} \int_{-\infty}^x f(x) dx = 1$$

$$\therefore a = \frac{2}{\pi}$$

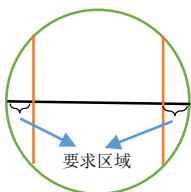
$$\therefore P\{0 < X < \ln \sqrt{3}\} = \frac{1}{6}$$

- 8、在半径为 a 的圆内, 取定一直径, 过此直径上任一点作垂直于此直径的弦, (常数 $a > 0$),

则弦长小于 $\sqrt{2}a$ 的概率为 $\underline{\hspace{2cm}}$ 。

- A. $\frac{\sqrt{2}}{2}$; B. $\sqrt{2} - 1$; C. $1 - \frac{\sqrt{2}}{2}$; D. $a(2 - \sqrt{2})$ 。

作图即可。属于几何概型。



- 9、设随机变量 X, Y 的二阶矩 EX^2, EY^2 存在,

下列不等式中正确的结论是 $\underline{\hspace{2cm}}$ 。

- A. $|E(X)| > (EX^2)^{1/2}$; B. $(E|X + Y|^2)^{1/2} \geq (EX^2)^{1/2} + (EY^2)^{1/2}$;
C. $|Cov(X, Y)| \geq \sqrt{DX} \cdot \sqrt{DY}$; D. $|E(XY)| \leq (EX^2)^{1/2} \cdot (EY^2)^{1/2}$ 。

...这个记住结论就好。

D 项推导过程如下:

$$E(X + tY)^2 = E(X^2 + 2tXY + t^2Y^2) = E(Y^2)t^2 + 2E(XY)t + E(X^2) \quad (*)$$

由于 $(X + tY)^2 > 0$, 所以 $E(X + tY)^2 > 0$, 所以 (*) 式 > 0 . 又由于 $E(Y^2) > 0$, 所以 (*) 式代表的二次方程必然无解, 即有

$$\Delta = 4E^2(XY) - 4E(Y^2)E(X^2) < 0 \quad \text{即:}$$

$$E^2(XY) < E(X^2)E(Y^2) \quad , \quad |E(XY)| < \sqrt{E(X^2)E(Y^2)}$$

二、 填空题（本题满分 36 分，每小题 4 分）

1、 设 A, B 为随机事件, $P(A) = 0.6, P(B) = 0.8, P(B | \bar{A}) = 0.85$, 则 $P(A | \bar{B}) =$ _____。

$$P(\bar{B}) = 1 - P(B) = 0.2$$

$$P(\bar{B} | \bar{A}) = 1 - P(B | \bar{A}) = 0.15$$

$$\therefore P(\bar{A}\bar{B}) = P(\bar{B} | \bar{A}) \cdot P(\bar{A}) = 0.15 \times 0.4 = 0.06$$

$$P(A\bar{B}) = P(\bar{B}) - P(\bar{A}\bar{B}) = 0.14$$

$$P(A | \bar{B}) = \frac{P(A\bar{B})}{P(\bar{B})} = \frac{0.14}{0.2} = 0.7$$

2、 设在试验 E 中事件 A 发生的概率 $P(A) = \varepsilon$ ($0 < \varepsilon < 1$),

把试验 E 独立地重复做下去, 令 B_n = “在前 n 次实验中事件 A 至少发生一次”,

则 $\lim_{n \rightarrow \infty} P(B_n) =$ _____。

Answer: 一旦涉及到 $\lim_{n \rightarrow \infty} P(X) = ?$ 的题时, 后面的不是 0 就是 1, 根据经验判断即可。 B_n 不发生的概率会越来越

越低, 直到 0 为止。所以 B_n 趋于 1。

3、 设总体 $X \sim N(\mu_0, \sigma^2)$, x_1, x_2, \dots, x_n 为来自总体 X 的一组样本值, μ_0 已知。

则参数 σ^2 的极大似然估计 $\hat{\sigma}^2 =$ _____。

Answer: 本题中与书上的不同之处在于 μ_0 已知。这意味着在 $\hat{\sigma}^2$ 表达式中不可以使用 \bar{x} 来代替 μ_0

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n; \sigma^2) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x_i - \mu_0)^2}{2\sigma^2}} = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{n}{2}} (\sigma^2)^{\frac{n}{2}}} e^{-\sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \mu_0)^2}{2\sigma^2}}$$

$$\ln L = -\sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \mu_0)^2}{2\sigma^2} - \frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2)$$

$$\left(\frac{\partial}{\partial(\sigma^2)} \ln L \right) = \frac{1}{2(\sigma^2)^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_0)^2 - \frac{n}{2(\sigma^2)} = 0$$

$$\therefore \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_0)^2$$

4、 设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自于总体 X 的样本; 总体均值 $EX = \mu$, 总体方差 $DX = \sigma^2$,

常数 C , 使得 $C \sum_{i=1}^{n-1} (X_{i+1} - X_i)^2$ 为 σ^2 的无偏估计, 则 $C =$ _____。

Answer:

$$\begin{aligned} E[C \sum_{i=1}^{n-1} (X_{i+1} - X_i)^2] &= C \cdot \sum_{i=1}^{n-1} E(X_{i+1}^2 - 2X_{i+1}X_i + X_i^2) \\ &= C \cdot \sum_{i=1}^{n-1} [E(X_{i+1} - \mu + \mu)^2 + E(X_i - \mu + \mu)^2 - 2E(X_{i+1})E(X_i)] \\ &= C \cdot \{[2(n-1) \cdot \mu^2 + \sum_{i=1}^{n-1} E(X_{i+1} - \mu)^2 + E(X_i - \mu)^2] - 2(n-1) \cdot \mu^2\} \\ &= C \cdot 2(n-1) \cdot \sigma^2 \\ \therefore C &= \frac{1}{2(n-1)} \end{aligned}$$

5、设随机变量 X_n 的概率密度为 $f_n(x) = \frac{1}{\pi} \frac{n}{1+n^2x^2}$, $-\infty < x < +\infty$, $(n=1, 2, \dots)$ 。

则对任意 $\varepsilon > 0$, 成立 $\lim_{n \rightarrow \infty} P\{|X_n| \geq \varepsilon\} = \underline{\hspace{2cm}}$ 。

Answer:

可以看到,当 n 越大时, $f_n(x)$ 越小, 而 $P\{|X_n| \geq \varepsilon\}$ 在图形中指的是 $f_n(x)$ 函数与 x 轴之间所夹的面积, 所以 n 越大时, 其值越小, 趋于 0

6、设一袋中有 n 个白球和 m 个黑球, 现在从中无放回接连抽取 N 个球,

记 $A_i =$ “第 i 次取时得黑球”, $(1 \leq i \leq N \leq n+m)$, 则 $P(A_i) = \underline{\hspace{2cm}}$ 。

Answer:

本题需要对题目进行理解。这个问题可以参考一下抽签的问题。在我们并不知道前 i 次所取得的球颜色时, 我们取得某种球的概率和次数无关。这是抽签公平性的理论保障。所以 $P(A_i) = \frac{m}{n+m}$

7、设总体 $X \sim N(-1, 4^2)$, X_1, X_2, \dots, X_9 为总体 X 的一个样本, \bar{X} 为样本均值,

则 $P\{|\bar{X}| < 1\} = \underline{\hspace{2cm}}$ 。(已知 $\Phi(1.5) = 0.9332$)。

Answer:

$$\begin{aligned} X &\sim N(-1, 4^2), \bar{X} \sim N(-1, \frac{4^2}{9}), \therefore P\{-1 < X < 1\} = \Phi(\frac{1-(-1)}{\frac{4}{3}}) - \Phi(0) \\ &= \Phi(1.5) - \Phi(0) = 0.9332 - 0.5000 = 0.4332 \end{aligned}$$

8、设随机变量 (X, Y) 的概率密度为 $f(x, y) = \begin{cases} 2xy, 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 2x \\ 0, \text{其它} \end{cases}$,

则 Y 的边沿概率密度 $f_Y(y) = \underline{\hspace{2cm}}$ 。

Answer:

Y 的边沿密度应当是与 y 有关的, 而与 x 并无关系, 要把握这一点。所以, 为了求导, 在题目上是

$$f(x,y)=\begin{cases} 2xy, 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 2x \\ 0, \text{其它} \end{cases} \quad \text{的形式，需要把它变成下列形式：}$$

$$f(x,y)=\begin{cases} 2xy, 0 \leq y \leq 2, \frac{y}{2} \leq x \leq 1 \\ 0, \text{其它} \end{cases} \quad \text{,通过对 } x \text{ 积分求出在 } 0 \leq y \leq 2, \text{ 上 } f_Y(y) \text{ 的函数表达式，}$$

求 $f_Y(y)$ 过程如下：

$$\text{当 } 0 \leq y \leq 2, f_Y(y) = \int_{\frac{y}{2}}^1 2xy \, dx = x^2 y \Big|_{\frac{y}{2}}^1 = y - \frac{y^3}{4};$$

其余，0；

9、某一射手向一目标射击，每次击中的概率都是 $p(0 < p < 1)$ ，现连续向目标射击，

直到第一次击中为止，设子弹的消耗量为 X ，则 $EX = \underline{\hspace{2cm}}$ 。

Answer:

列出分布表，我们可以看到实际上这是一个级数求和的问题

X	1	2	3	...	n
P	p	$p(1-p)$	$p(1-p)^2$		$p(1-p)^{n-1}$

$$EX = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=0}^{n-1} kp(1-p)^{k-1} \quad \text{可以看出 } EX \text{ 实际上可以这么写}$$

$$(1-p) \text{ 设为 } x, EX = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^n k(1-x)x^{k-1} = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^n (1-x)(x^k)'$$

$$= (1-x) \cdot \left(\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^n x^k \right)' = (1-x) \cdot \left[\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{x(1-x^{n+1})}{1-x} \right]' \quad (0 < x < 1)$$

$$= (1-x) \cdot \left(\frac{x}{1-x} \right)'$$

$$= (1-x) \cdot \frac{1}{(1-x)^2}$$

$$= \frac{1}{1-x} = \frac{1}{p}$$

$$\therefore EX = \frac{1}{p}$$

三、(满分 8 分) 接连不断地掷一颗匀称的骰子，直到出现小于 5 的点数为止，

以 X 表示最后一次掷出的点数，以 Y 表示掷骰子的次数。

试求：(1) 求二维随机变量 (X,Y) 的分布律；

(2) 求 (X,Y) 关于 X 的边沿分布律； 求 (X,Y) 关于 Y 的边沿分布律。

四、(满分 20 分)(此题学《概率统计 A》的学生做,学《概率统计 B》的学生不做)

设随机过程 $X(t) = a \cos(\omega t + \Theta)$, $t \in (-\infty, +\infty)$, 其中 $a, \omega (\neq 0)$ 是实常数,

Θ 服从区间 $(0, 2\pi)$ 上的均匀分布,

试求: (1) 写出 Θ 的概率密度 $f(\theta)$;

(2) $E[X(t)]$;

(3) $E[X(t)X(t+\tau)]$;

$$(4) \lim_{l \rightarrow +\infty} \frac{1}{2l} \int_{-l}^l X(e, t) dt; \quad (5) \lim_{l \rightarrow +\infty} \frac{1}{2l} \int_{-l}^l X(e, t) X(e, t + \tau) dt \quad .$$

[四]、(满分 20 分) (此题学《概率统计 B》的学生做；学《概率统计 A》的学生不做)

设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的样本；总体均值 $EX = \mu$ ，总体方差 $DX = \sigma^2$ ，

$$\text{记 } Y_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k, \quad (n=1, 2, \dots) \quad .$$

试求：(1) EY_n, DY_n ； (2) 试证 $\{Y_n\}$ 以概率收敛于 μ ；

$$(3) E|Y_n - \mu|^2; \quad (4) E|Y_n + \mu|^2; \quad (5) \text{试证 } \lim_{n \rightarrow \infty} E|Y_n^2 - \mu^2| = 0 \quad .$$

一、单项选择题（每小题 4 分，满分 36 分）

1、A； 2、B； 3、A； 4、D；

5、B； 6、C； 7、A； 8、C； 9、D。

二、填空题（每小题 4 分，满分 36 分）

$$1、P(A|\bar{B})=0.7; \quad 2、\lim_{n \rightarrow \infty} P(B_n)=1 \quad ; \quad 3、\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_0)^2 \quad ;$$

$$4、C = \frac{1}{2(n-1)}; \quad 5、0; \quad 6、P(A_i) = \frac{A_{n+m-1}^{N-1} A_m^1}{A_{n+m}^N} = \frac{m}{n+m} \circ$$

$$7、0.4332; \quad 8、f_Y(y) = \begin{cases} y(1 - \frac{y^2}{4}), & 0 \leq y \leq 2 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}; \quad 9、EX = \frac{1}{p} \circ$$

三、(满分 8 分)

解 解 (1) 依题意知 X 的可能取值为 1, 2, 3, 4; Y 的可能取值为 1, 2, 3, ...;

于是 (X, Y) 的分布律为

$$P\{X=i, Y=j\} = \left(\frac{2}{6}\right)^{j-1} \cdot \frac{1}{6} = \frac{1}{6} \cdot \left(\frac{1}{3}\right)^{j-1}, \quad i=1, 2, 3, 4; \quad j=1, 2, \dots \quad \dots \dots 4 \text{ 分}$$

$$(2) P\{X=i\} = \sum_{j=1}^{\infty} P\{X=i, Y=j\} = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{1}{6} \cdot \left(\frac{1}{3}\right)^{j-1} = \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{1 - \frac{1}{3}} = \frac{1}{4}, \quad i=1, 2, 3, 4; \quad \dots \dots 6 \text{ 分}$$

$$\begin{aligned} P\{Y=j\} &= \sum_{i=1}^4 P\{X=i, Y=j\} \\ &= \sum_{i=1}^4 \frac{1}{6} \cdot \left(\frac{1}{3}\right)^{j-1} = 4 \times \frac{1}{6} \cdot \left(\frac{1}{3}\right)^{j-1} = \frac{2}{3} \left(\frac{1}{3}\right)^{j-1}, \quad j=1, 2, \dots \quad \dots \dots 8 \text{ 分} \end{aligned}$$

四、(满分 20 分) (此题学《概率统计 A》的学生做, 学《概率统计 B》的学生不做)

$$\text{解} \quad (1) f(\theta) = \begin{cases} \frac{1}{2\pi}, & 0 < \theta < 2\pi \\ 0, & \text{其它} \end{cases}; \quad \dots \dots 4 \text{ 分}$$

$$\begin{aligned} (2) E[X(t)] &= E[a \cos(\omega t + \Theta)] = \int_{-\infty}^{+\infty} a \cos(\omega t + \theta) f(\theta) d\theta \\ &= \int_0^{2\pi} a \cos(\omega t + \theta) \frac{1}{2\pi} d\theta = 0; \quad \dots \dots 8 \text{ 分} \end{aligned}$$

$$(3) E[X(t)X(t+\tau)] = E[a \cos(\omega t + \Theta) \cdot a \cos(\omega(t+\tau) + \Theta)]$$

$$\begin{aligned}
&= E[a^2 \frac{1}{2} (\cos(\omega t + \omega(t + \tau) + 2\Theta) + \cos \omega \tau)] \\
&= \frac{a^2}{2} [E(\cos(\omega t + \omega(t + \tau) + 2\Theta)) + E(\cos \omega \tau)] \\
&= \frac{a^2}{2} \cos \omega \tau, \dots\dots\dots 12 \text{ 分}
\end{aligned}$$

(4) 时间均值 $\overline{X(t)} = \overline{X(e, t)} = \lim_{l \rightarrow +\infty} \frac{1}{2l} \int_{-l}^l X(e, t) dt$

$$\begin{aligned}
&= \lim_{l \rightarrow +\infty} \frac{1}{2l} \int_{-l}^l a \cos(\omega t + \Theta) dt = \lim_{l \rightarrow +\infty} \frac{a}{2l} \cdot \frac{1}{\omega} \sin(\omega t + \Theta) \Big|_{-l}^l \\
&= \lim_{l \rightarrow +\infty} \frac{a}{2\omega} \frac{\sin(\omega l + \Theta) - \sin(-\omega l + \Theta)}{l} = 0, \dots\dots\dots 16 \text{ 分}
\end{aligned}$$

(5) 时间相关函数

$$\begin{aligned}
\overline{X(t)X(t + \tau)} &= \overline{X(e, t)X(e, t + \tau)} = \lim_{l \rightarrow +\infty} \frac{1}{2l} \int_{-l}^l X(e, t)X(e, t + \tau) dt \\
&= \lim_{l \rightarrow +\infty} \frac{1}{2l} \int_{-l}^l a \cos(\omega t + \Theta) \cdot a \cos[\omega(t + \tau) + \Theta] dt \\
&= \lim_{l \rightarrow +\infty} \frac{a^2}{2l} \int_{-l}^l \frac{\cos \omega \tau + \cos[\omega(2t + \tau) + \Theta]}{2} dt = \frac{a^2}{2} \cos \omega \tau. \dots\dots\dots 20 \text{ 分}
\end{aligned}$$

[四]、(满分 20 分) (此题学《概率统计 B》的学生做; 学《概率统计 A》的学生不做)

解 (1) 由条件, 可知,

$$\begin{aligned}
EY_n &= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n EX_k = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \mu = \mu, \\
DY_n &= \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n DX_k = \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n \sigma^2 = \frac{1}{n} \sigma^2; \dots\dots\dots 4 \text{ 分}
\end{aligned}$$

(2) 对任意 $\varepsilon > 0$, 由 $0 \leq P\{|Y_n - \mu| \geq \varepsilon\} \leq \frac{E|Y_n - \mu|^2}{\varepsilon^2} = \frac{DY_n}{\varepsilon^2} = \frac{1}{\varepsilon^2} \frac{1}{n} \sigma^2$,

利用 (1) 的结果, 即得 $\lim_{n \rightarrow \infty} P\{|Y_n - \mu| \geq \varepsilon\} = 0$,

于是 $\{Y_n\}$ 以概率收敛于 μ 。8 分

$$(3) \quad E|Y_n - \mu|^2 = DY_n = \frac{1}{n}\sigma^2, \quad \dots\dots\dots 12 \text{ 分}$$

$$(4) \quad E|Y_n + \mu|^2 = D(Y_n + \mu) + [E(Y_n + \mu)]^2 \\ = DY_n + 4\mu^2 = \frac{1}{n}\sigma^2 + 4\mu^2, \quad \dots\dots\dots 16 \text{ 分}$$

$$\text{或者 } EY_n^2 = DY_n + (EY_n)^2 = \frac{1}{n}\sigma^2 + \mu^2,$$

$$E|Y_n + \mu|^2 = EY_n^2 + 2\mu EY_n + \mu^2 = \left(\frac{1}{n}\sigma^2 + \mu^2\right) + 2\mu^2 + \mu^2 = \frac{1}{n}\sigma^2 + 4\mu^2;$$

$$(5) \quad 0 \leq E|Y_n^2 - \mu^2| = E|(Y_n + \mu)(Y_n - \mu)|$$

$$\leq (E|Y_n + \mu|^2)^{1/2} (E|Y_n - \mu|^2)^{1/2} = \left(\frac{1}{n}\sigma^2 + 4\mu^2\right)^{1/2} \left(\frac{1}{n}\sigma^2\right)^{1/2},$$

于是 $\lim_{n \rightarrow \infty} E|Y_n^2 - \mu^2| = 0$ 。20 分