

第三部分 概率论与数理统计

第一章 随机事件与概率

习题精选一

一、填空题

1. 0.2.

【详解】 由 $A \supset C, B \supset C$ 得 $AB \supset C$, 于是 $P(AB\bar{C}) = P(AB - C) = P(AB) - P(C) = 0.5 - P(C)$.
又 $P(A - C) = P(A) - P(C) = 0.7 - P(C) = 0.4$, 故 $P(C) = 0.3$. 因此, $P(AB\bar{C}) = 0.5 - 0.3 = 0.2$.

2. $\frac{2}{3}$.

【详解】 由 $P(A|B) + P(\bar{A}|\bar{B}) = 1$, 可得 A 与 B 独立, 即 $P(AB) = P(A)P(B)$. 故

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB) = P(A) + P(B) - P(A)P(B)$$

$$= \frac{1}{2} + \frac{1}{3} - \frac{1}{6} = \frac{2}{3}.$$

3. $\frac{1}{6}$.

【详解】 这是古典概型. 基本事件总数就是 4 件次品被取出的所有不同方式数 C_{10}^4 , 有利事件数即为前 7 次抽取中取出 3 件次品的所有不同方式数 C_7^3 . 故所求概率为 $P = \frac{C_7^3}{C_{10}^4} = \frac{1}{6}$.

4. 2 011.

【详解】 因为 n 阶行列式的展开式中共有 $n!$ 项, 含有元素 a_{11} 的项共有 $(n-1)!$, 由对立事件的概率公式、古典概率公式可得

$$1 - \frac{(n-1)!}{n!} = \frac{2\,010}{2\,011}.$$

故 $n = 2\,011$.

5. $\frac{2}{3}$.

【详解】 设 $A_i = \{\text{所取到的一件产品为 } i \text{ 等品}\}, i = 1, 2, 3$. 由题意知所求概率为

$$P = P(A_1 | \bar{A}_3) = \frac{P(A_1 \bar{A}_3)}{P(\bar{A}_3)}.$$

又 $P(A_1) = 0.6, P(A_2) = 0.3, P(A_3) = 0.1, A_1 \subset \bar{A}_3$.

故

$$P = \frac{P(A_1)}{1 - P(A_3)} = \frac{0.6}{0.9} = \frac{2}{3}.$$

6. $\frac{1}{2}$.

【详解】 设 $A_1 = \{\text{第一个人取到新球}\}$, $A_2 = \{\text{第一个人取到旧球}\}$, $B = \{\text{第二个人取到旧球}\}$.

由 Bayes 公式得所求概率为

$$P(A_1|B) = \frac{P(B|A_1)P(A_1)}{\sum_{i=1}^2 P(B|A_i)P(A_i)} = \frac{\frac{3}{4} \times \frac{2}{5}}{\frac{3}{4} \times \frac{2}{5} + \frac{2}{4} \times \frac{3}{5}} = \frac{1}{2}.$$

7. $\frac{2}{3} + \frac{\sqrt{3}}{2\pi}.$

【详解】 这是一个几何概型. 如图 3—1—1 所示, 所求概率为阴影部分的面积除以半圆的面积:

$$P = \frac{\frac{1}{2}a^2 \sin \frac{\pi}{3} + \frac{1}{2} \cdot \frac{2}{3}\pi \cdot a^2}{\frac{1}{2}\pi a^2} = \frac{2}{3} + \frac{\sqrt{3}}{2\pi}.$$

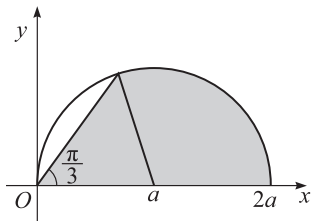


图 3—1—1

8. $\frac{1}{2}[1 - (1 - 2p)^n].$

【详解】 设 X 表示 n 重伯努利试验中试验成功的次数, 则 X 服从二项分布 $B(n, p)$.

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

因为

$$\sum_{k=0}^n C_n^k p^k (1-p)^{n-k} = 1 \quad (1)$$

$$\sum_{k=0}^n C_n^k (-p)^k (1-p)^{n-k} = (1-2p)^n \quad (2)$$

于是 ① - ② 得所求概率为 $\frac{1}{2}[1 - (1 - 2p)^n].$

二、选择题

1. (B)

【详解】 “至少有两个班超额完成任务”的对立事件是“至多有一个班超额完成任务”, 即“至少有两个班没有超额完成任务”, 故选(B).

【评注】 题中事件也可以等价地表示为: $A_1 A_2 + A_1 A_3 + A_2 A_3$.

2. (D)

【详解】 由 A 和 B 互不相容可知 $AB = \emptyset$, 于是 $A \subset \bar{B}$. 故 $A + \bar{B} = \bar{B}$, 即 $P(A + \bar{B}) = P(\bar{B})$.

3. (A)

【详解】 考虑到概率为 1 或 0 的事件与任何一个事件独立, 从而由事件运算律得

$$\begin{aligned} (A+B)(\bar{A}+B)(A+\bar{B})(\bar{A}+\bar{B}) &= (A\bar{A}+B\bar{A}+AB+B)(A\bar{A}+\bar{B}\bar{A}+A\bar{B}+\bar{B}) \\ &= (B\bar{A}+B)\bar{B} = B\bar{B} = \emptyset. \end{aligned}$$

\emptyset 与 AB 一定独立. 故选(A).

4. (D)

【详解】 由条件概率公式得选项(D)的左边为

$$P(BC|A) = \frac{P(BCA)}{P(A)} = \frac{P(BA)}{P(A)} \cdot \frac{P(CBA)}{P(BA)} = P(B|A)P(C|BA) = \text{右边}.$$

故选(D).

5. (A)

【详解】 因为 $\overline{A \cup B \cup C} = \bar{A} \bar{B} \bar{C}$, 显然与 A 互不相容.

6. (B)

【详解】 所求概率的事件为第 10 次命中目标, 前 9 次射击中有 4 次命中目标, 故由各次射击的独立性

得所求概率为 $C_9^4 p^4 (1-p)^5 \cdot p = C_9^4 p^5 (1-p)^5$. 选(B).

三、解答题

1.【详解】 设 $A_1 = \{\text{某指定的一层有 2 位乘客离开}\}$, $A_2 = \{\text{没有 2 位以及 2 位以上乘客在同一层离开}\}$, $A_3 = \{\text{至少有 2 位乘客在同一层离开}\}$. 由古典概率得

$$P(A_1) = \frac{C_7^2 \cdot 9^5}{10^7}, \quad P(A_2) = \frac{P_{10}^7}{10^7}, \quad P(A_3) = 1 - P(A_2) = 1 - \frac{P_{10}^7}{10^7}.$$

2.【详解】 (1) 设 $A = \{\text{所取的两件产品中有一件是废品}\}$, $B = \{\text{所取的两件产品中另一件是废品}\}$, 所求概率为

$$P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)},$$

其中 AB 表示所取两件产品都是废品, A 表示所取两件产品中(至少)有一件是废品. 由古典概型得

$$P(AB) = \frac{C_m^2}{C_M^2}, \quad P(A) = \frac{C_m^1 C_{M-m}^1 + C_m^2}{C_M^2}.$$

故

$$P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)} = \frac{m-1}{2M-m-1}.$$

(2) 设 $C = \{\text{所取的两件产品中有一件不是废品}\}$, $B = \{\text{所取的两件产品中另一件是废品}\}$, 所求概率为 $P(B|C)$. 由条件概率公式与古典概型得

$$P(B|C) = \frac{P(BC)}{P(C)} = \frac{C_m^1 C_{M-m}^1 / C_M^2}{(C_m^1 C_{M-m}^1 + C_{M-m}^2) / C_M^2} = \frac{2m}{M+m-1}.$$

3.【详解】 如图 3-1-2 所示, $\triangle ABP$ 与 $\triangle ABC$ 面积之比等

于对应边 AB 上的高之比, 即 $\frac{S_{\triangle ABP}}{S_{\triangle ABC}} = \frac{PE}{CD}$.

故要 $\frac{S_{\triangle ABP}}{S_{\triangle ABC}} > \frac{n-1}{n}$, 当且仅当点 P 要落入 $\triangle FGC$ 中, 此三角形 FG

边上的高为 CD 的 $\frac{1}{n}$, 且 $FG \parallel AB$. 由几何概型得所求概率为

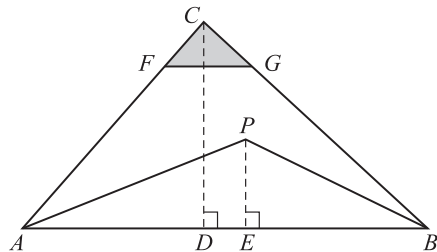


图 3-1-2

$\triangle FGC$ 与 $\triangle ABC$ 面积之比, 故 $\triangle ABP$ 与 $\triangle ABC$ 的面积之比大于 $\frac{n-1}{n}$ 的概率为

$$\frac{S_{\triangle FGC}}{S_{\triangle ABC}} = \left(\frac{1}{n}\right)^2 = \frac{1}{n^2}.$$

4.【详解】 (1) 由加法公式以及事件 A, B, C 的两两独立性得

$$\begin{aligned} P(A \cup B \cup C) &= P(A) + P(B) + P(C) - P(AB) - P(BC) - P(AC) + P(ABC) \\ &= 3P(A) - 3P^2(A) + P(ABC). \end{aligned}$$

又 $P(A \cup B \cup C) = \frac{23}{25}$, $P(\bar{A} \cup \bar{B} \cup \bar{C}) = \frac{14}{25}$.

于是得 $P^2(A) - P(A) + \frac{4}{25} = 0$.

故 $P(A) = \frac{1}{5}$ 或 $\frac{4}{5}$. 但 $P(A) \geq P(ABC) = \frac{11}{25}$, 从而 $P(A) = \frac{1}{5}$ 不符合要求, 应舍去, 即 $P(A) = \frac{4}{5}$.

(2) 由 $P(ABC) = 0$ 以及减法公式得

$$\begin{aligned} P(A \bar{B} \bar{C}) &= P(A \bar{B} - C) = P(A \bar{B}) - P(A \bar{B} C) = P(A) - P(AB) - [P(AC) - P(ABC)] \\ &= P(A) - P(AB) - P(AC) + P(ABC) = P(A) - P(AB) - P(AC) \\ &= P(A) - P(A)P(B) - P(A)P(C) = P(A) - 2P^2(A). \end{aligned}$$

而 $P(A \bar{B} \bar{C}) \geq 0$, 于是 $P(A) - 2P^2(A) \geq 0$, 故 $P(A) \leq \frac{1}{2}$.

5.【详解】 设 $H_i = \{\text{报名表是第 } i \text{ 个地区考生的}\}$ ($i = 1, 2, 3$), $A_j = \{\text{第 } j \text{ 次抽到的报名表是男生表}\}$ ($j = 1, 2$), 则

$$P(H_1)=P(H_2)=P(H_3)=\frac{1}{3},$$

$$P(\bar{A}_1|H_1)=\frac{3}{10}, \quad P(\bar{A}_1|H_2)=\frac{7}{15}, \quad P(\bar{A}_1|H_3)=\frac{5}{25}=\frac{1}{5}.$$

$$P(A_2|H_1)=\frac{7}{10}, \quad P(A_2|H_2)=\frac{8}{15}, \quad P(A_2|H_3)=\frac{20}{25}=\frac{4}{5}.$$

(1) 由全概率公式得

$$\begin{aligned} p &= P(\bar{A}_1) = P(H_1)P(\bar{A}_1|H_1) + P(H_2)P(\bar{A}_1|H_2) + P(H_3)P(\bar{A}_1|H_3) \\ &= \frac{1}{3} \times \frac{3}{10} + \frac{1}{3} \times \frac{7}{15} + \frac{1}{3} \times \frac{1}{5} = \frac{29}{90}. \end{aligned}$$

(2) 由全概率公式得

$$\begin{aligned} P(A_2) &= P(H_1)P(A_2|H_1) + P(H_2)P(A_2|H_2) + P(H_3)P(A_2|H_3) \\ &= \frac{1}{3} \times \frac{7}{10} + \frac{1}{3} \times \frac{8}{15} + \frac{1}{3} \times \frac{4}{5} = \frac{61}{90}. \end{aligned}$$

$$\text{又 } P(\bar{A}_1 A_2 | H_1) = \frac{3 \times 7}{10 \times 9} = \frac{7}{30}, \quad P(\bar{A}_1 A_2 | H_2) = \frac{7 \times 8}{15 \times 14} = \frac{4}{15}, \quad P(\bar{A}_1 A_2 | H_3) = \frac{5 \times 20}{25 \times 24} = \frac{5}{30}.$$

$$\begin{aligned} \text{于是有 } P(\bar{A}_1 A_2) &= P(H_1)P(\bar{A}_1 A_2 | H_1) + P(H_2)P(\bar{A}_1 A_2 | H_2) + P(H_3)P(\bar{A}_1 A_2 | H_3) \\ &= \frac{1}{3} \times \frac{7}{30} + \frac{1}{3} \times \frac{4}{15} + \frac{1}{3} \times \frac{5}{30} = \frac{2}{9}. \end{aligned}$$

$$\text{由条件概率公式得 } q = P(\bar{A}_1 | A_2) = \frac{P(\bar{A}_1 A_2)}{P(A_2)} = \frac{\frac{2}{9}}{\frac{61}{90}} = \frac{20}{61}.$$

6.【详解】 显然这是一个 6 重 Bernoulli 试验, 6 枚骰子中出现偶数点的个数 X 服从二项分布 $B(6, p)$, 其中 p 为一枚骰子出现偶数点的概率, 即 $p = \frac{1}{2}$.

$$(1) \text{ 所求概率为 } p_1 = P(X=3) = C_6^3 \left(\frac{1}{2}\right)^3 \times \left(1 - \frac{1}{2}\right)^{6-3} = \frac{5}{16}.$$

$$(2) \text{ 所求概率为 } p_2 = \sum_{k=4}^6 P(X=k) = \sum_{k=4}^6 C_6^k \left(\frac{1}{2}\right)^k \times \left(1 - \frac{1}{2}\right)^{6-k} = \frac{11}{32}.$$

7.【详解】 设 $B = \{\text{顾客买下此箱玻璃杯}\}$, $A_i = \{\text{售货员取的是含 } i \text{ 只残次品的一箱玻璃杯}\} (i = 0, 1, 2)$, 则

$$\begin{aligned} P(A_0) &= 0.8, \quad P(A_1) = 0.1, \quad P(A_2) = 0.1, \\ P(B|A_0) &= 1, \quad P(B|A_1) = \frac{C_{19}^4}{C_{20}^4} = \frac{4}{5}, \quad P(B|A_2) = \frac{C_{18}^4}{C_{20}^4} = \frac{12}{19}. \end{aligned}$$

(1) 由全概率公式得

$$\begin{aligned} \alpha &= P(B) = P(A_0)P(B|A_0) + P(A_1)P(B|A_1) + P(A_2)P(B|A_2) \\ &= \frac{4}{5} \times 1 + \frac{1}{10} \times \frac{4}{5} + \frac{1}{10} \times \frac{12}{19} = \frac{448}{475}. \end{aligned}$$

(2) 由贝叶斯公式知

$$\beta = P(A_0|B) = \frac{P(A_0)P(B|A_0)}{P(B)} = \frac{\frac{4}{5} \times 1}{\frac{448}{475}} = \frac{95}{112}.$$

8.【详解】 将第一轮的可能结果 $C_1 = \{\text{甲射中}\}$, $C_2 = \{\text{甲未射中而乙射中}\}$, $C_3 = \{\text{甲、乙均未射中}\}$ 取作完全事件组. 记 $A = \{\text{甲获胜}\}$, $B = \{\text{乙获胜}\}$, 由全概率公式得

$$P(A) = \sum_{i=1}^3 P(A | C_i) P(C_i), \quad P(B) = \sum_{i=1}^3 P(B | C_i) P(C_i).$$

$$\begin{aligned} \text{而} \quad & P(C_1) = \alpha, & P(C_2) = (1-\alpha)\beta, & P(C_3) = (1-\alpha)(1-\beta), \\ & P(A|C_1) = 1, & P(A|C_2) = 0, & P(A|C_3) = P(A), \\ & P(B|C_1) = 0, & P(B|C_2) = 1, & P(B|C_3) = P(B). \end{aligned}$$

$$\text{代入可得} \quad P(A) = \frac{\alpha}{\alpha + \beta(1-\alpha)}, \quad P(B) = \frac{\beta(1-\alpha)}{\alpha + \beta(1-\alpha)}.$$

【评注】 若注意到 $P(A) + P(B) = 1$, 则可由 $P(B) = 1 - P(A)$ 求得.

第二章 随机变量及其分布

习题精选二

一、填空题

1. $\frac{3}{8}$.

【详解】 $P(X^2 = 1) = P(X = -1) + P(X = 1) = F(-1) - F(-1-0) + F(1) - F(1-0)$
 $= \frac{1}{8} - 0 + 1 - \frac{12}{16} = \frac{3}{8}.$

2. $\frac{9}{64}$.

【详解】 易知 Y 服从二项分布 $B(3, p)$, 其中 $p = P\left(X \leq \frac{1}{2}\right) = \int_{-\infty}^{\frac{1}{2}} f(x) dx = \int_0^{\frac{1}{2}} 2x dx = \frac{1}{4}$.

于是,
$$P(Y = 2) = C_3^2 \left(\frac{1}{4}\right)^2 \times \left(1 - \frac{1}{4}\right)^{3-2} = \frac{9}{64}.$$

3. $\frac{3}{4}$.

【详解】 因为 $X^2 - \frac{3}{4}X + \frac{1}{8} = \left(X - \frac{1}{4}\right)\left(X - \frac{1}{2}\right) \geq 0$, 可得 $X \geq \frac{1}{2}$ 或 $X \leq \frac{1}{4}$. 故

$$P\left(X^2 - \frac{3}{4}X + \frac{1}{8} \geq 0\right) = P\left(X \geq \frac{1}{2}\right) + P\left(X \leq \frac{1}{4}\right) = \frac{1}{2} + \frac{1}{4} = \frac{3}{4}.$$

4. $\frac{3}{4}$.

【详解】
$$P\left(\frac{1}{2} \leq X < \frac{3}{2}\right) = \int_{\frac{1}{2}}^{\frac{3}{2}} f(x) dx = \int_{\frac{1}{2}}^1 x dx + \int_1^{\frac{3}{2}} (2-x) dx = \frac{3}{4}.$$

5. $\frac{1}{\sqrt{2}}$.

【详解】 由 $P(X > a) = P(X < a)$ 得 $\int_a^1 4x^3 dx = \int_0^a 4x^3 dx$. 故 $a = \frac{1}{\sqrt{2}}$.

二、选择题

1. (C)

【详解】对于选项(A), $F(x)$ 在 $x=2$ 不右连续; 对于(B), $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 0 \neq 1$; 对于(D), $F(x)$ 在 $(0, \pi)$ 上不满足单调不降的性质; 而(C) 中 $F(x)$ 满足作为分布函数的所有条件, 故选(C).

2. (A)

【详解】 $f(x)$ 作为概率密度的充要条件是 $f(x) \geq 0$, $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$. 由 $\int_{-\infty}^{+\infty} k e^{-x^2+2x} dx = 1$, 即 $k \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-(x-1)^2} \cdot e dx = 1$, 可得 $k = \frac{e^{-1}}{\sqrt{\pi}}$. 选(A).

【评注】积分 $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-t^2} dt = \sqrt{\pi}$, $\int_0^{+\infty} e^{-t^2} dt = \frac{\sqrt{\pi}}{2}$, $\int_0^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \frac{\sqrt{2\pi}}{2}$.

3. (C)

【详解】由连续型随机变量的定义可知其分布函数可以表示成一个非负函数的变上限积分, 再由变上限积分一定是变上限的连续函数可知应选(C). 其他选项也容易举反例否定.

4. (A)

【详解】由 $\mu < 0, a > 0$ 得 $|a - \mu| > |-a - \mu|$, 即点 a 离开点 μ 的距离大于 $-a$ 离开 μ 的距离, 再根据正态密度的图形即知 $f(a) < f(-a)$.

5. (D)

【详解】由分布函数的充要条件逐条验证可知(D) 为正确答案. 另外, (A), (B), (C) 也易否定.

对于(A), 因为 $\int_{-\infty}^{+\infty} [f_1(x) + f_2(x)] dx = 2 \neq 1$;

对于(B), (C), 取下列均匀分布密度:

$$f_1(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & 0 < x < 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases} \quad f_2(x) = \begin{cases} 1, & 2 < x < 3, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

于是 $f_1(x)f_2(x) \equiv 0$, 显然不是密度函数, 否定(B).

$$2f_1(x) - f_2(x) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 2, \\ -1, & 2 < x < 3, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

显然这也不是密度函数, 否定(C).

三、解答题

1. 【详解】由题意可知, Y 服从二项分布 $B(4, p)$, 且

$$p = P\left(X > \frac{\pi}{3}\right) = \int_{\frac{\pi}{3}}^{+\infty} f(x) dx = \int_{\frac{\pi}{3}}^{\pi} \frac{1}{2} \cos \frac{x}{2} dx = \frac{1}{2}.$$

故 Y 的分布律为

Y	0	1	2	3	4
P	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$

2. 【详解】 Y 可以看成是一个 5 次独立重复试验“成功”的次数, 这里“成功”是指顾客的等待时间超过了 10 分钟, 因此 Y 服从二项分布 $B(5, p)$, 且

$$p = P(X > 10) = \int_{10}^{+\infty} \frac{1}{5} e^{-\frac{1}{5}x} dx = e^{-2},$$

即 Y 的分布为 $B(5, e^{-2})$.

又 $P(Y \geq 1) = 1 - P(Y = 0) = 1 - (1 - e^{-2})^5$.

3.【详解】 由方程 $x^2 + Yx + \frac{3}{4}Y + 1 = 0$ 没有实根得 $Y^2 - 4 \times \left(\frac{3}{4}Y + 1\right) < 0$,

化简得 $Y^2 - 3Y - 4 < 0$, 即 $-1 < Y < 4$.

于是有 $P(-1 < Y < 4) = \frac{1}{4}$.

又 $Y \sim U(a, 5), a > 0$, 从而得 $\frac{4-a}{5-a} = \frac{1}{4}$.

解之得 $a = \frac{11}{3}$.

4.【详解】 Y 的可能取值为 $0, 2$, 且

$$\begin{aligned} P(Y=0) &= P(1+(-1)^X=0) = \sum_{1 \leq 2k+1 \leq n} P(X=2k+1) \\ &= C_n^1 p (1-p)^{n-1} + C_n^3 p^3 (1-p)^{n-3} + \cdots + C_n^i p^i (1-p)^{n-i} \quad (i \text{ 为不超过 } n \text{ 的最大奇数}) \\ &= \frac{1}{2} [1 - (1-2p)^n]. \end{aligned}$$

$$P(Y=2) = 1 - P(Y=0) = \frac{1}{2} [1 + (1-2p)^n].$$

故 Y 的分布律为

Y	0	2
P	$\frac{1}{2} [1 - (1-2p)^n]$	$\frac{1}{2} [1 + (1-2p)^n]$

【评注】 由 $\sum_{k=0}^n C_n^k p^k (1-p)^{n-k} = 1$ 以及 $\sum_{k=0}^n C_n^k (-p)^k (1-p)^{n-k} = (1-2p)^n$, 立即可得二项分布律中奇数项之和为 $\frac{1}{2} [1 - (1-2p)^n]$, 偶数项之和为 $\frac{1}{2} [1 + (1-2p)^n]$.

5.【详解】 Y 的分布函数为 $F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(X^2 + 1 \leq y) = P(X^2 \leq y-1)$

由 X 的密度函数的分段点可得

(1) 当 $y < 1$ 时, $F_Y(y) = 0$;

(2) 当 $y \geq 2$ 时, $F_Y(y) = 1$;

(3) 当 $1 \leq y < 2$ 时, 有 $F_Y(y) = P(-\sqrt{y-1} \leq X \leq \sqrt{y-1}) = \int_{-\sqrt{y-1}}^{\sqrt{y-1}} f_X(x) dx$

$$\begin{aligned} &= \int_{-\sqrt{y-1}}^0 (1+x) dx + \int_0^{\sqrt{y-1}} (1-x) dx \\ &= 2\sqrt{y-1} - y + 1. \end{aligned}$$

故所求分布函数为 $F_Y(y) = \begin{cases} 0, & y < 1, \\ 2\sqrt{y-1} - y + 1, & 1 \leq y < 2, \\ 1, & y \geq 2. \end{cases}$

6.【详解】 X 的密度函数为 $f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{4}, & 0 < x < 4, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$

先求 Y 的分布函数:

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(X^2 - 2X - 3 \leq y) = P((X-1)^2 \leq 4+y)$$

(1) 当 $y < -4$ 时, $F_Y(y) = 0$;

$$\begin{aligned}
 (2) \text{ 当 } -4 \leq y < -3 \text{ 时, } F_Y(y) &= P(1 - \sqrt{4+y} \leq X \leq 1 + \sqrt{4+y}) = \int_{1-\sqrt{4+y}}^{1+\sqrt{4+y}} f_X(x) dx \\
 &= \int_{1-\sqrt{4+y}}^{1+\sqrt{4+y}} \frac{1}{4} dx = \frac{1}{2} \sqrt{4+y};
 \end{aligned}$$

$$(3) \text{ 当 } -3 \leq y < 5 \text{ 时, } F_Y(y) = \int_{1-\sqrt{4+y}}^{1+\sqrt{4+y}} f_X(x) dx = \int_{1-\sqrt{4+y}}^0 0 dx + \int_0^{1+\sqrt{4+y}} \frac{1}{4} dx = \frac{1}{4} \sqrt{4+y} + \frac{1}{4};$$

$$(4) \text{ 当 } y \geq 5 \text{ 时, } F_Y(y) = 1.$$

故 Y 的密度函数为

$$f_Y(y) = F_Y'(y) = \begin{cases} \frac{1}{4\sqrt{4+y}}, & -4 < y < -3, \\ \frac{1}{8\sqrt{4+y}}, & -3 < y < 5, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

第三章 多维随机变量及其分布

习题精选三

一、填空题

1. 0.341 3.

【详解】 由于随机变量 X_1, X_2, X_3 相互独立, 而且均服从正态分布, 故 $Z = 3X_1 + 2X_2 + X_3$ 仍服从正态分布. 又 $E(Z) = 2, D(Z) = 36$, 于是 $Z \sim N(2, 6^2)$, 因此

$$P(2 \leq 3X_1 + 2X_2 + X_3 \leq 8) = \Phi(1) - \Phi(0) = \Phi(1) - \frac{1}{2} \approx 0.341 3$$

2. $\frac{5}{7}$.

$$\begin{aligned}
 \text{【详解】 } P(\max(X, Y) \geq 0) &= P[(X \geq 0) \cup (Y \geq 0)] = P(X \geq 0) + P(Y \geq 0) - P(X \geq 0, Y \geq 0) \\
 &= \frac{4}{7} + \frac{4}{7} - \frac{3}{7} = \frac{5}{7}.
 \end{aligned}$$

3. $1 - e^{-3}, 1 - e^{-1} - e^{-2} + e^{-3}$.

$$\begin{aligned}
 \text{【详解】 } P(\max(X, Y) \neq 0) &= 1 - P(\max(X, Y) = 0) = 1 - P(X = 0, Y = 0) \\
 &= 1 - P(X = 0)P(Y = 0) = 1 - e^{-1} \times e^{-2} = 1 - e^{-3}.
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 P(\min(X, Y) \neq 0) &= P(X \neq 0, Y \neq 0) = P(X \neq 0)P(Y \neq 0) \\
 &= [1 - P(X = 0)][1 - P(Y = 0)] = (1 - e^{-1})(1 - e^{-2}) \\
 &= 1 - e^{-1} - e^{-2} + e^{-3}.
 \end{aligned}$$

【评注】 第二问也可如下计算:

$$P(\min(X, Y) \neq 0) = 1 - P(\min(X, Y) = 0)$$

$$\begin{aligned}
&= 1 - \left[\sum_{j=0}^{\infty} P(X=0, Y=j) + \sum_{i=1}^{\infty} P(X=i, Y=0) \right] \\
&= 1 - \left[P(X=0) + P(Y=0) \sum_{i=1}^{\infty} P(X=i) \right] \\
&= 1 - [e^{-1} + e^{-2}(1 - e^{-1})] \\
&= 1 - e^{-1} - e^{-2} + e^{-3}.
\end{aligned}$$

4. $\frac{5}{3}$ 或 $\frac{7}{3}$.

【详解】 易知 $1 < a < 3$, 于是 $P(A) = \frac{a-1}{2}$, $P(B) = \frac{3-a}{2}$, $P(AB) = P(A)P(B)$.

由 $P(A \cup B) = \frac{7}{9}$ 得 $P(A) + P(B) - P(AB) = \frac{7}{9}$, 即 $9a^2 - 36a + 35 = 0$.

从而 $(3a-5)(3a-7)=0$, 得 $a = \frac{5}{3}$ 或 $a = \frac{7}{3}$.

5. $\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{2}}, \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{y^2}{2}}$.

【详解】 X 的密度为

$$\begin{aligned}
f_X(x) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1 + \sin x \sin y}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}(x^2 + y^2)} dy \\
&= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}(x^2 + y^2)} dy + \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{\sin x \sin y}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}(x^2 + y^2)} dy \\
&= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}(x^2 + y^2)} dy \quad (\text{第二个积分为 } 0, \text{ 因为被积函数是 } y \text{ 的奇函数}) \\
&= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2}.
\end{aligned}$$

类似得 Y 的密度为 $f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}y^2}$.

二、选择题

1. (B)

【详解】 由已知得 X 与 Y 的分布为

$$\begin{array}{c|cc} X & 0 & 1 \\ \hline P & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{array}, \quad \begin{array}{c|cc} Y & 0 & 1 \\ \hline P & \frac{2}{3} & \frac{1}{3} \end{array}.$$

方程中的 t 有相同的实根的概率为

$$\begin{aligned}
P(4X^2 - 4Y = 0) &= P(X^2 = Y) = P(X=0, Y=0) + P(X=1, Y=1) \\
&= \frac{1}{2} \times \frac{2}{3} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{2}.
\end{aligned}$$

2. (B)

【详解】 因为 $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1$, 即

$$\int_1^4 \int_0^2 k(x^2 + y^2) dx dy = 1.$$

故 $k = \frac{1}{50}$.

3. (A)

【详解】

$$\begin{aligned}
 P(X+Y \geq 1) &= \iint_{x+y \geq 1} f(x,y) dx dy = 1 - \iint_{x+y < 1} f(x,y) dx dy \\
 &= 1 - \int_0^{\frac{1}{2}} \left(\int_x^{1-x} e^{-y} dy \right) dx = 1 - \int_0^{\frac{1}{2}} (e^{-x} - e^{x-1}) dx \\
 &= 2e^{-\frac{1}{2}} - e^{-1}.
 \end{aligned}$$

4. (A)

【详解】 由 Y 服从 $B(n, p)$ 可知 $(Y=0), (Y=1), \dots, (Y=n)$ 构成一个完全事件组. 由全概率公式可得 $Z=X+Y$ 的分布函数为

$$\begin{aligned}
 F_Z(z) &= P(Z \leq z) = P(X+Y \leq z) = \sum_{k=0}^n P(X+Y \leq z | Y=k) P(Y=k) \\
 &= \sum_{k=0}^n P(X \leq z-k | Y=k) P(Y=k) = \sum_{k=0}^n P(X \leq z-k) P(Y=k) \\
 &= \sum_{k=0}^n \Phi(z-k) \cdot C_n^k p^k (1-p)^{n-k},
 \end{aligned}$$

其中 $\Phi(\cdot)$ 表示标准正态分布的分布函数, 显然是连续函数. 由连续函数性质可知 $F_Z(z)$ 仍为连续函数, 故选 (A).

5. (C)

【详解】 X 的密度函数为
$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & 0 < x < 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

从而 X 与 Y 的联合密度为
$$f(x,y) = f_X(x)f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2}e^{-y}, & 0 < x < 2, y \geq 0, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

$$\begin{aligned}
 P(X+Y \geq 1) &= 1 - P(X+Y < 1) = 1 - \int_0^1 \left(\int_0^{1-x} \frac{1}{2} e^{-y} dy \right) dx \\
 &= 1 - \int_0^1 \frac{1}{2} (1 - e^{x-1}) dx = 1 - \frac{1}{2} e^{-1}.
 \end{aligned}$$

三、解答题

1. **【详解】** (1) 放回抽样

$$\begin{aligned}
 P(X_1=0, X_2=0) &= \frac{10 \times 10}{12 \times 12} = \frac{25}{36}, & P(X_1=0, X_2=1) &= \frac{10 \times 2}{12 \times 12} = \frac{5}{36}, \\
 P(X_1=1, X_2=0) &= \frac{2 \times 10}{12 \times 12} = \frac{5}{36}, & P(X_1=1, X_2=1) &= \frac{2 \times 2}{12 \times 12} = \frac{1}{36}.
 \end{aligned}$$

因此 (X_1, X_2) 的联合分布律以及边缘分布律为:

$X_2 \backslash X_1$	0	1	$p_{i \cdot}$
0	$\frac{25}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{5}{6}$
1	$\frac{5}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{6}$
$p_{\cdot j}$	$\frac{5}{6}$	$\frac{1}{6}$	1

(2) 不放回抽样

$$P(X_1=0, X_2=0)=\frac{10 \times 9}{12 \times 11}=\frac{15}{22}, \quad P(X_1=0, X_2=1)=\frac{10 \times 2}{12 \times 11}=\frac{5}{33},$$

$$P(X_1=1, X_2=0)=\frac{2 \times 10}{12 \times 11}=\frac{5}{33}, \quad P(X_1=1, X_2=1)=\frac{2 \times 1}{12 \times 11}=\frac{1}{66}.$$

因此 (X_1, X_2) 的联合分布律以及边缘分布律为:

$X_2 \backslash X_1$	0	1	$p_{i \cdot}$
0	$\frac{15}{22}$	$\frac{5}{33}$	$\frac{5}{6}$
1	$\frac{5}{33}$	$\frac{1}{66}$	$\frac{1}{6}$
$p_{\cdot j}$	$\frac{5}{6}$	$\frac{1}{6}$	1

【评注】两种情况下的联合分布律虽然不同,但边缘分布律是相同的,能解释为什么吗?

2. 【详解】(1) 因为 $F_X(x)=F(x,+\infty)=\lim_{y \rightarrow +\infty} F(x,y)=1-e^{-0.5x}$,
 $F_Y(y)=F(+\infty,y)=1-e^{-0.5y}$.

于是,对任意实数 x, y 有 $F(x,y)=F_X(x)F_Y(y)$.

故 X 与 Y 相互独立.

(2) $\alpha=P(X>0.1, Y>0.1)$ (注意 100 小时为 0.1 千小时)
 $=P(X>0.1)P(Y>0.1)$ (由(1)知 X 与 Y 独立)
 $=[1-P(X \leq 0.1)][1-P(Y \leq 0.1)]$
 $=[1-F_X(0.1)][1-F_Y(0.1)]$
 $=e^{-0.05} \cdot e^{-0.05}=e^{-0.1}.$

3. 【详解】因 (X, Y) 的联合密度为 $f(x,y)=\begin{cases} \frac{1}{2}, & (x,y) \in D, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$

故 Z 的分布函数为 $F_Z(z)=P(Z \leq z)=P\left(\frac{Y}{3X} \leq z\right)=\iint_{\frac{y}{3x} \leq z} f(x,y) dx dy$

当 $0 \leq z < \frac{1}{3}$ 时,如图 3—3—1,

$$F_Z(z)=\iint_{D_1+D_2} \frac{1}{2} dx dy = \frac{1}{2}(S_{D_1}+S_{D_2})$$

$$= \frac{1}{2}\left(1+\frac{3}{2}z\right)=\frac{1}{2}+\frac{3}{4}z,$$

其中 S_{D_1}, S_{D_2} 表示区域 D_1, D_2 的面积;

当 $z \geq \frac{1}{3}$ 时,如图 3—3—2,

$$F_Z(z)=\iint_{E_1+E_2} \frac{1}{2} dx dy = 1 - \frac{1}{12z};$$

同理可得:

当 $-\frac{1}{3} \leq z < 0$ 时, $F_Z(z)=\frac{1}{2}+\frac{3}{4}z$;

当 $z < -\frac{1}{3}$ 时, $F_Z(z)=-\frac{1}{12z}$.

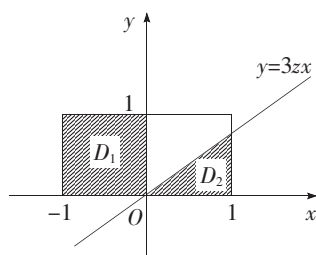


图 3—3—1

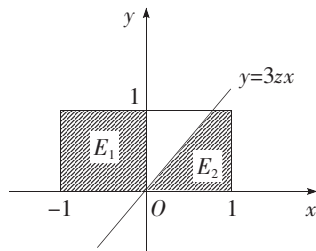


图 3—3—2

故 Z 的密度函数为
$$f_Z(z) = F'_Z(z) = \begin{cases} \frac{1}{12z^2}, & |z| \geq \frac{1}{3}, \\ \frac{3}{4}, & |z| < \frac{1}{3}. \end{cases}$$

4. 【详解】 联合分布函数为
$$F(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv$$

如图 3—3—3.

(1) 当 $x < 0$ 或 $y < 0$ 时, 显然有 $F(x, y) = 0$;

(2) 当 $x \geq 1$ 且 $y \geq 1$ 时, 有 $F(x, y) = 1$;

(3) 当 $0 \leq x < 1$ 且 $0 \leq y < 1$ 时,

$$F(x, y) = \iint_D 4uv du dv = \int_0^y \left(\int_0^x 4uv du \right) dv = x^2 y^2;$$

类似可得

(4) 当 $0 \leq x < 1$, 且 $y \geq 1$ 时, $F(x, y) = x^2$;

(5) 当 $0 \leq y < 1$, 且 $x \geq 1$ 时, $F(x, y) = y^2$.

因此,

$$F(x, y) = \begin{cases} 0, & x < 0 \text{ 或 } y < 0, \\ x^2 y^2, & 0 \leq x < 1 \text{ 且 } 0 \leq y < 1, \\ x^2, & 0 \leq x < 1 \text{ 且 } y \geq 1, \\ y^2, & x \geq 1 \text{ 且 } 0 \leq y < 1, \\ 1, & x \geq 1 \text{ 且 } y \geq 1. \end{cases}$$

5. 【详解】 (1) 易知 U, V 的可能取值为 1, 2, 3, 且

$$\begin{aligned} P(U=1, V=1) &= P[\max(X, Y)=1, \min(X, Y)=1] = P(X=1, Y=1) \\ &= P(X=1)P(Y=1) = \frac{1}{9}. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P(U=2, V=1) &= P[\max(X, Y)=2, \min(X, Y)=1] \\ &= P(X=1, Y=2) + P(X=2, Y=1) \\ &= P(X=1)P(Y=2) + P(X=2)P(Y=1) = \frac{2}{9}. \end{aligned}$$

类似可得

$$P(U=3, V=1) = \frac{2}{9}, \quad P(U=2, V=2) = \frac{1}{9},$$

$$P(U=3, V=2) = \frac{2}{9}, \quad P(U=3, V=3) = \frac{1}{9},$$

$$P(U=1, V=j) = 0, j=2, 3, \quad P(U=2, V=3) = 0.$$

故联合分布律为

$\begin{smallmatrix} V \\ \backslash U \end{smallmatrix}$	1	2	3
1	$\frac{1}{9}$	0	0
2	$\frac{2}{9}$	$\frac{1}{9}$	0
3	$\frac{2}{9}$	$\frac{2}{9}$	$\frac{1}{9}$

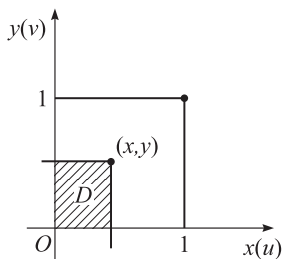


图 3—3—3

(2) 两个边缘分布律为

U	1	2	3
P	$\frac{1}{9}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{5}{9}$

V	1	2	3
P	$\frac{5}{9}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{9}$

(3) 由 $P(U=i|V=2) = \frac{P(U=i, V=2)}{P(V=2)}$, $i=2, 3$, 可得条件分布律为

$U V=2$	2	3
P	$\frac{1}{3}$	$\frac{2}{3}$

6. 【详解】 (1) 由已知可得 X 的概率密度为 $f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & 0 < x < 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$

Y 关于 $X=x$ 的条件密度为 ($0 < x < 2$) $f_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} \frac{1}{2-x}, & x < y < 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$

故 X 和 Y 的联合密度为

$$f(x, y) = f_X(x) f_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} \frac{1}{2(2-x)}, & 0 < x < y < 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

(2) Y 的概率密度为

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_0^y \frac{1}{2(2-x)} dx, & 0 < y < 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases} = \begin{cases} \frac{1}{2} \ln \frac{2}{2-y}, & 0 < y < 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

(3) 如图 3-3-4 所示, 有

$$\begin{aligned} P(X+Y > 2) &= \iint_{x+y > 2} f(x, y) dx dy = \iint_D \frac{1}{2(2-x)} dx dy \\ &= \int_0^1 dx \int_{2-x}^2 \frac{1}{2(2-x)} dy + \int_1^2 dx \int_x^2 \frac{1}{2(2-x)} dy \\ &= \ln 2. \end{aligned}$$

【评注】 上述二重积分若化为先对 x 后对 y 的积分将是一个广义积分, 虽然亦可以算出, 但没有先对 y 后对 x 积分方便.

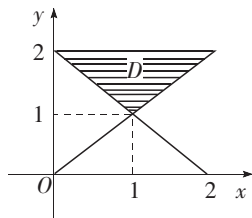


图 3-3-4

7. 【详解】 $P\{\max(X, Y) < 1, \min(X, Y) < -1\}$
 $= P\{(X < 1, Y < 1) \cap [(X < -1) \cup (Y < -1)]\}$
 $= P[(X < 1, Y < 1, X < -1) \cup (X < 1, Y < 1, Y < -1)]$
 $= P[(X < -1, Y < 1) \cup (X < 1, Y < -1)]$
 $= P(X < -1, Y < 1) + P(X < 1, Y < -1) - P(X < -1, Y < 1, X < 1, Y < -1)$
 $= P(X < -1)P(Y < 1) + P(X < 1)P(Y < -1) - P(X < -1)P(Y < -1)$
 $= \Phi(-\frac{1}{\sigma})\Phi(\frac{1}{\sigma}) + \Phi(\frac{1}{\sigma})\Phi(-\frac{1}{\sigma}) - \Phi^2(-\frac{1}{\sigma})$
 $= 2[1 - \Phi(\frac{1}{\sigma})]\Phi(\frac{1}{\sigma}) - [1 - \Phi(\frac{1}{\sigma})]^2$
 $= 2 \times (1 - \frac{3}{4}) \times \frac{3}{4} - (1 - \frac{3}{4})^2 = \frac{5}{16}.$

其中 $\Phi(x)$ 表示标准正态分布的分布函数.

8.【详解】 $F_Z(z) = P(Z \leq z) = P(XY \leq z)$

$$= P(XY \leq z | Y=0)P(Y=0) + P(XY \leq z | Y=1)P(Y=1) \quad (\text{由全概率公式而得})$$

$$= P(z \geq 0 | Y=0)P(Y=0) + P(X \leq z | Y=1)P(Y=1)$$

$$= P(z \geq 0)(1-p) + P(X \leq z)p.$$

(1) 当 $z < 0$ 时, 有 $F_Z(z) = P(X \leq z)p = p \int_{-\infty}^z f(x)dx.$

(2) 当 $z \geq 0$ 时, 有 $F_Z(z) = 1-p + p \int_{-\infty}^z f(x)dx.$ 故所求分布函数为

$$F_Z(z) = \begin{cases} p \int_{-\infty}^z f(x)dx, & z < 0, \\ 1-p + p \int_{-\infty}^z f(x)dx, & z \geq 0. \end{cases}$$

【评注】 上述分布函数在 $z=0$ 间断, 且既非离散型, 也非连续型随机变量的分布 ($0 < p < 1$).

第四章 随机变量的数字特征

习题精选四

一、填空题

1. 1.055 6, 0.777 8.

【详解】 令每次检验“调整设备”为事件 A , Y 表示检验 10 件产品中所发现的次品数, 则 $Y \sim B(10, 0.1)$.

于是

$$\begin{aligned} p &= P(A) = P(Y \geq 2) = 1 - P(Y=0) - P(Y=1) \\ &= 1 - C_{10}^0 (0.1)^0 (0.9)^{10} - C_{10}^1 (0.1) \times (0.9)^9 = 0.263\ 90. \end{aligned}$$

显然, $X \sim B(4, p)$. 故 $E(X) = 4p = 1.055\ 6$, $D(X) = 4p(1-p) = 0.777\ 8$.

2. 0, 1.

【详解】 由于 $f(x)$ 为概率密度函数, 故 $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = \int_0^1 (ax+b)dx = 1$, 即有 $\frac{a}{2} + b = 1$ ①.

又 $E(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^1 x(ax+b)dx = \frac{1}{2}$, 有 $\frac{a}{3} + \frac{b}{2} = \frac{1}{2}$ ②.

联立①、②解得 $a = 0$, $b = 1$.

3. 0.6, 0.24.

【详解】 由 $F(x)$ 分布函数可得 X 的可能取值为 $-1, 0, 1$, 且

$$P(X = -1) = F(-1) - F(-1^-) = 0.2 - 0 = 0.2,$$

$$P(X = 0) = F(0) - F(0^-) = 0.6 - 0.2 = 0.4,$$

$$P(X = 1) = F(1) - F(1^-) = 1 - 0.6 = 0.4.$$

故 $E(|X|) = 0.6$, $D(|X|) = E(|X|^2) - E^2(|X|) = 0.6 - 0.6^2 = 0.24$.

4. 0.7.

【详解】 $\text{Cov}(Y, Z) = \text{Cov}(Y, X + 0.8) = \text{Cov}(Y, X) = \text{Cov}(X, Y)$,

$$D(Z) = D(X + 0.8) = D(X),$$

于是

$$\rho_{YZ} = \frac{\text{Cov}(Y, Z)}{\sqrt{D(Y)} \sqrt{D(Z)}} = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{D(Y)} \sqrt{D(X)}} = \rho_{XY} = 0.7.$$

5. 0.

【详解】 由 $X \sim N(0, 1)$, $Y = X^{2n}$, 有 $E(X) = 0$,

$$\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = E(XY) = E(X^{2n+1})$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} x^{2n+1} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 0.$$

故 $\rho_{XY} = 0$.

二、选择题

1. (A)

【详解】 由于 $E[(X-c)^2] = [E(X-c)]^2 + D(X-c) = (\mu-c)^2 + \sigma^2$,

$$E[(X-\mu)^2] = [E(X-\mu)]^2 + D(X-\mu) = (\mu-\mu)^2 + \sigma^2 = \sigma^2,$$

故当 $c = \mu$ 时, 有 $E[(X-c)^2] = E[(X-\mu)^2]$, 当 $c \neq \mu$ 时, 有 $E[(X-c)^2] > E[(X-\mu)^2]$.

故选(A).

2. (D)

【详解】 由于 $X \sim f_X(x) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他}. \end{cases}$; $Y \sim f_Y(y) = \begin{cases} 1, & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其他}. \end{cases}$ 而且 X 和 Y 相互独立,

故 (X, Y) 的联合分布密度为

$$f(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1, 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其他}. \end{cases}$$

由此可以看出 (X, Y) 服从二维均匀分布.

3. (D)

【详解】 由 X 与 Y 相互独立知 X 与 $\frac{1}{Y}$ 也独立, 从而由数学期望的性质知(D)正确.

4. (A)

【详解】 根据定积分、重积分的对称性易得 $E(X) = 0$, $E(Y) = 0$, $E(XY) = 0$, 从而

$\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = 0$, 即 X 与 Y 不相关. 由于联合密度函数 $f(x, y) \neq f_X(x)f_Y(y)$, 故 X 与 Y 不独立, 即选(A).

5. (C)

【详解】 由 X 与 Y 不相关, 则有

$$\text{Cov}(X, Y) = \text{Cov}(X_1 + aX_2, X_1 + bX_2)$$

$$= \text{Cov}(X_1, X_1) + b\text{Cov}(X_1, X_2) + a\text{Cov}(X_2, X_1) + ab\text{Cov}(X_2, X_2) = 0.$$

由于随机变量 X_1 和 X_2 相互独立同分布, 因此

$$\text{Cov}(X_1, X_2) = \text{Cov}(X_2, X_1) = 0, \quad \text{故} \quad \text{Cov}(X, Y) = D(X_1) + abD(X_2) = 0,$$

所以 $1 + ab = 0$, 得 $ab = -1$, a 、 b 互为负倒数.

三、解答题

1. 【详解】 易知 (X, Y) 的全部可能取值为: (i, j) , $1 \leq j \leq i$, $1 \leq i \leq 5$. 由乘法公式得 (X, Y) 的分

布律为:

$$p_{ij} = P\{X = i, Y = j\} = P\{Y = j | X = i\}P\{X = i\} = \frac{1}{i} \cdot \frac{1}{5} = \frac{1}{5i}.$$

其表格形式为:

$\begin{matrix} Y \\ X \end{matrix}$	1	2	3	4	5
1	$\frac{1}{5}$	0	0	0	0
2	$\frac{1}{10}$	$\frac{1}{10}$	0	0	0
3	$\frac{1}{15}$	$\frac{1}{15}$	$\frac{1}{15}$	0	0
4	$\frac{1}{20}$	$\frac{1}{20}$	$\frac{1}{20}$	$\frac{1}{20}$	0
5	$\frac{1}{25}$	$\frac{1}{25}$	$\frac{1}{25}$	$\frac{1}{25}$	$\frac{1}{25}$

由表可求得: $E(Y) = \sum_{j=1}^5 \sum_{i=1}^5 y_j p_{ij} = 2.$

2. 【详解】 X 可能的值为 $0, 1, 2, 3$, 记 $A_i = \{\text{汽车在第 } i \text{ 个路口遇到红灯}\}, i = 1, 2, 3$

则 $P(A_1) = P(A_2) = P(A_3) = \frac{1}{2}$, 且 A_1, A_2, A_3 相互独立, 于是

$$P(X = 0) = P(A_1) = \frac{1}{2},$$

$$P(X = 1) = P(\bar{A}_1 A_2) = P(\bar{A}_1)P(A_2) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{4},$$

$$P(X = 2) = P(\bar{A}_1 \bar{A}_2 A_3) = P(\bar{A}_1)P(\bar{A}_2)P(A_3) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{8},$$

$$P(X = 3) = P(\bar{A}_1 \bar{A}_2 \bar{A}_3) = P(\bar{A}_1)P(\bar{A}_2)P(\bar{A}_3) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{8},$$

$$\begin{aligned} \text{而 } E\left(\frac{1}{X+1}\right) &= \frac{1}{0+1} \cdot P(X=0) + \frac{1}{1+1} \cdot P(X=1) + \frac{1}{2+1} \cdot P(X=2) + \frac{1}{3+1} \cdot P(X=3) \\ &= \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{4} + \frac{1}{3} \times \frac{1}{8} + \frac{1}{4} \times \frac{1}{8} = \frac{67}{96}. \end{aligned}$$

3. 【详解】 $E(XY) = (-1) \times 0 \times 0.1 + (-1) \times 1 \times 0.3 + (-1) \times 2 \times 0.15 + \cdots + 2 \times 2 \times 0.1 = 0,$

$$D(XY) = E(XY)^2 - [E(XY)]^2 = [E(XY)]^2$$

$$= [(-1) \times 1]^2 \times 0.3 + [(-1) \times 2]^2 \times 0.15 + (2 \times 1)^2 \times 0.1 + (2 \times 2)^2 \times 0.1 = 2.9.$$

4. 【详解】 因为 $E(XY) = \int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} xy e^{-(x+y)} dx dy = \int_0^{+\infty} x e^{-x} dx = 1.$

$$E(XY)^2 = \int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} (xy)^2 e^{-(x+y)} dx dy = 4.$$

所以,

$$D(XY) = E(XY)^2 - [E(XY)]^2 = 3.$$

5. 【详解】 令 X 表示第 1 台记录仪无故障工作时间, Y 表示第 2 台记录仪无故障工作时间, 则 $T = X +$

Y , 于是 $E(T) = E(X) + E(Y) = \frac{1}{5} + \frac{1}{5} = \frac{2}{5}$. 由独立性得 $D(T) = D(X) + D(Y) = \frac{1}{25} + \frac{1}{25} = \frac{2}{25}$.

6. 【详解】 设 X_i 为在 $[0, 1]$ 中任取的第 i 个点的坐标, $i = 1, 2, \cdots, n$, 则 X_1, X_2, \cdots, X_n 独立同分布, 且都服从 $(0, 1)$ 上的均匀分布, 即其分布函数为:

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ x, & 0 \leq x < 1, \\ 1, & x \geq 1 \end{cases}$$

令 $X_{(1)} = \min_{1 \leq i \leq n} \{X_i\}$, $X_{(n)} = \max_{1 \leq i \leq n} \{X_i\}$, 则最远两点的距离为 $X = X_{(n)} - X_{(1)}$,

从而 $E(X) = E[X_{(n)}] - E[X_{(1)}]$. 因为分布函数为

$$F_{X_{(n)}}(x) = F^n(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ x^n, & 0 \leq x < 1, \\ 1, & x \geq 1 \end{cases} \quad F_{X_{(1)}}(x) = 1 - [F(x)]^n = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 1 - (1-x)^n, & 0 \leq x < 1, \\ 1, & x \geq 1 \end{cases}$$

相应的密度函数为

$$f_{X_{(n)}}(x) = \begin{cases} nx^n, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases} \quad f_{X_{(1)}}(x) = \begin{cases} n(1-x)^{n-1}, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

$$\text{所以,} \quad E[X_{(n)}] = \int_0^1 nx^n dx = \frac{n}{n+1}, \quad E[X_{(1)}] = \int_0^1 nx(1-x)^{n-1} dx = \frac{1}{n+1},$$

$$\text{故} \quad E(X) = \frac{n}{n+1} - \frac{1}{n+1} = \frac{n-1}{n+1}.$$

$$7. \text{【详解】} \quad \text{因为} \quad f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dy = \begin{cases} \frac{1}{4}(x+1), & 0 \leq x \leq 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

$$f_X(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dx = \begin{cases} \frac{1}{4}(y+1), & 0 \leq y \leq 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

$$\text{故} \quad E(X) = E(Y) = \int_0^2 \frac{1}{4}y(y+1) dy = \frac{7}{6}, \quad E(X^2) = E(Y^2) = \int_0^2 \frac{1}{4}y^2(y+1) dy = \frac{5}{3}.$$

$$\text{又} \quad D(X) = D(Y) = E(Y^2) - E^2(Y) = \frac{11}{36}.$$

$$\begin{aligned} E(XY) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xyf(x,y) dx dy = \int_0^2 \int_0^2 \frac{1}{8}xy(x+y) dx dy \\ &= \int_0^2 \frac{1}{8}x \left(\frac{x}{2} \cdot y^2 + \frac{1}{3} \cdot y^3 \right) \Big|_{y=0}^2 dx = \int_0^2 \left(\frac{x^2}{4} + \frac{x}{3} \right) dx = \frac{4}{3}. \end{aligned}$$

$$\text{Cov}(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = -\frac{1}{36}.$$

$$\text{所以} \quad \rho_{XY} = \frac{\text{Cov}(X,Y)}{\sqrt{D(X)} \sqrt{D(Y)}} = -\frac{1}{11}.$$

$$D(X+Y) = D(X) + D(Y) + 2\text{Cov}(X,Y) = 2 \times \frac{11}{36} + 2 \times \left(-\frac{1}{36} \right) = \frac{5}{9}.$$

8. 【详解】 设机器一周内有 X 天发生故障, 这一周的利润为 Y 万元, 由题意可知 $X \sim B(5, 0.2)$,

$$\text{且 } Y = \begin{cases} 10, & X = 0 \\ 5, & X = 1 \\ 0, & X = 2 \\ -2, & X \geq 3 \end{cases}, \text{ 则}$$

$$\begin{aligned} E(Y) &= 10 \cdot P(X=0) + 5 \cdot P(X=1) + 0 \cdot P(X=2) + (-2) \cdot P(X \geq 3) \\ &= 10 \times C_5^0 \cdot 0.2^0 \cdot 0.8^5 + 5 \times C_5^1 \cdot 0.2^1 \cdot 0.8^4 - 2 \times [1 - C_5^0 \cdot 0.2^0 \cdot 0.8^5 \\ &\quad - C_5^1 \cdot 0.2^1 \cdot 0.8^4 - C_5^2 \cdot 0.2^2 \cdot 0.8^3] \\ &= 5.20896 \end{aligned}$$

9. 【详解】 商店所获利润是需求量 X 和进货量的函数, 本题关键是正确列出供大于求和供不应求时

利润与进货量的关系, 然后利用利润不少于 9 280 元建立一不等式求出进货量的值.

$$\text{由 } X \text{ 服从区间 } [10, 30] \text{ 上均匀分布知, } f(x) = \begin{cases} \frac{1}{20}, & 20 \leq x \leq 30, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

以 M_a 表示“进货量为 a 单位时, 商店所获利润”, 则

$$M_a = \begin{cases} 500a + 300(x - a), & a < x \leq 30, \\ 500x - 100(a - x), & 10 \leq x \leq a, \end{cases} = \begin{cases} 300x + 200a, & a < x \leq 30, \\ 600x - 100a, & 10 \leq x \leq a. \end{cases}$$

于是期望利润为:

$$\begin{aligned} E(M_a) &= \int_{10}^{30} M_a f(x) dx = \frac{1}{20} \left[\int_{10}^a (600x - 100a) dx + \int_a^{30} (300x + 200a) dx \right] \\ &= \int_{10}^a (30x - 5a) dx + \int_a^{30} (15x + 10a) dx \\ &= 15x^2 \Big|_{10}^a - 5a(a - 10) + \frac{15}{2}x^2 \Big|_a^{30} + 10a(30 - a) \\ &= -\frac{15}{2}a^2 + 350a + 5\,250, \end{aligned}$$

$$\text{令 } M_a = -\frac{15}{2}a^2 + 350a + 5\,250 \geq 9\,280, \text{ 即 } \frac{15}{2}a^2 - 350a + 4\,030 \leq 0,$$

解得 $20 \frac{2}{3} \leq a \leq 26$. 故商店利润的期望值不少于 9 280 元的最少进货量为 21 个单位.

第五章 大数定律和中心极限定理

习题精选五

一、填空题

1. $\frac{3}{4}$.

【详解】 由切比雪夫不等式 $P\{|X - E(X)| \geq \epsilon\} \leq \frac{D(X)}{\epsilon^2}$ 有

$$\begin{aligned} P\{5 < X < 17\} &= P\{5 - 11 < X - 11 < 17 - 11\} = P\{-6 < X - 11 < 6\} \\ &= P\{|X - 11| < 6\} \geq 1 - \frac{9}{6^2} = \frac{3}{4}. \end{aligned}$$

2. $1 - \frac{1}{n}$.

【详解】 因为

$$E(\bar{X}) = E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = E(X_i) = \mu, D(\bar{X}) = D\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n} D(X_i) = \frac{4}{n},$$

故 $P\{\mu - 2 < \bar{X} < \mu + 2\} = P\{|\bar{X} - \mu| < 2\} \geq 1 - \frac{D(\bar{X})}{2^2} = 1 - \frac{1}{n}.$

3. 20.

【详解】 由切比雪夫不等式得 $P\{|X - E(X)| \geq c\} \leq \frac{D(X)}{c^2}$, 得 $\frac{4}{c^2} \leq 0.01$, 故 $c \geq 20$.

4. $\frac{1}{12}.$

【详解】 记 $\xi = X - Y$, 则 $E(\xi) = E(X) - E(Y) = 2 - 2 = 0$, 而

$$\begin{aligned} D(\xi) &= D(X - Y) = D(X) + D(Y) - 2\text{Cov}(X, Y) \\ &= D(X) + D(Y) - 2\rho_{(X,Y)} \cdot \sqrt{D(X)} \cdot \sqrt{D(Y)} \\ &= 1 + 4 - 2 \times 0.5 \times \sqrt{1} \times \sqrt{4} = 3 \end{aligned}$$

由切比雪夫不等式得,

$$P\{|X - Y| \geq 6\} = P\{|\xi - E(\xi)| \geq 6\} \leq \frac{D(\xi)}{6^2} = \frac{3}{36} = \frac{1}{12}.$$

二、选择题

1. (D)

【详解】 由切比雪夫不等式 $P\{|X - E(X)| < \epsilon\} \geq 1 - \frac{D(X)}{\epsilon^2}$ 得

$$P\{|X - E(X)| < 3\} \geq 1 - \frac{D(X)}{\epsilon^2} = 1 - \frac{2}{9} = \frac{7}{9}.$$

2. (C)

【详解】 由于 $X \sim B(n, p)$, 故 $E(X) = np$, $D(X) = np(1 - p)$.

由切比雪夫不等式 $P\{|X - E(X)| \geq \epsilon\} \leq \frac{D(X)}{\epsilon^2}$ 得

$$P\{|X - np| \geq \sqrt{2n}\} \leq \frac{np(1-p)}{(\sqrt{2n})^2} = \frac{1}{2}p(1-p) \leq \frac{1}{2} \times \frac{1}{4} = \frac{1}{8}.$$

3. (B)

【详解】 由切比雪夫不等式得 $P\{|S_{16} - 16| < \epsilon\} \geq 1 - \frac{D(S_{16})}{\epsilon^2} = 1 - \frac{16}{\epsilon^2}.$

4. (A)

【详解】 由于 X_i 的期望和方差不一定存在, 故中心极限定理的前提条件不满足, 所以不一定可以用中心极限定理来近似计算 p . 于是可排除 (C) 与 (D). 因为随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 独立同分布, 于是 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合密度可由边缘密度, 即 X_i 的密度函数 $f(x)$ 来确定, 所以 p 是可以由 $f(x)$ 来进行计算的.

三、解答题

1. 【详解】 (1) 设 X_i 表示第 i 个学生来参加家长会的家长数, $i = 1, 2, \dots, 400$, X 表示来参加会议的家长总数, 则 $X = \sum_{i=1}^{400} X_i$, X_1, X_2, \dots, X_{400} 相互独立, 且 X_i 的分布为

X_i	0	1	2
p	0.05	0.8	0.15

$$E(X) = 400 \times E(X_i) = 440, \quad D(X) = 400 \times D(X_i) = 76.$$

根据列维-林德伯格中心极限定理得

$$P(X \geq 450) = 1 - P(X < 450) = 1 - \Phi\left(\frac{450 - E(X)}{\sqrt{D(X)}}\right) = 1 - \Phi(1.15) \approx 0.1251.$$

(2) 设 $Y_i = \begin{cases} 1, & \text{第 } i \text{ 个学生有一名家长参会, } i = 1, 2, \dots, 400. \\ 0, & \text{否则,} \end{cases}$ 则 $Y = \sum_{i=1}^{400} Y_i$ 表示仅有 1 名家长来参

加会议的学生数, Y_1, Y_2, \dots, Y_{400} 相互独立, 且 Y_i 的分布为

Y_i	0	1
p	0.2	0.8

$$E(Y) = 400 \times E(Y_i) = 320, \quad D(Y) = 400 \times D(Y_i) = 64.$$

根据列维—林德伯格中心极限定理得

$$P(Y \leq 340) = \Phi\left(\frac{340 - E(Y)}{\sqrt{D(Y)}}\right) = \Phi(2.5) \approx 0.9938.$$

2. 【详解】 设 $X_i (i = 1, 2, \dots, n)$ 是装运的第 i 箱的重量(单位: 千克), n 为所求箱数. 由题设可以将 X_1, X_2, \dots, X_n 视为独立同分布的随机变量, 而 n 箱的总重量 $S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$ 是独立同分布随机变量之和. 由题设, 有

$$E(X_i) = 50, \quad \sqrt{D(X_i)} = 5;$$

$$E(S_n) = 50n, \quad \sqrt{D(S_n)} = 5\sqrt{n} \text{ (单位: 千克)}.$$

根据列维—林德伯格中心极限定理知, S_n 近似服从正态分布 $N(50n, 25n)$. 而箱数 n 根据下述条件确定

$$P\{S_n \leq 5000\} = P\left\{\frac{S_n - 50n}{5\sqrt{n}} \leq \frac{5000 - 50n}{5\sqrt{n}}\right\} \approx \Phi\left(\frac{1000 - 10n}{\sqrt{n}}\right) > 0.977 = \Phi(2).$$

由此得 $\frac{1000 - 10n}{\sqrt{n}} > 2$, 从而 $n < 98.0199$. 故每辆车最多可以装 98 箱.

3. 【详解】 总保险费为: $2500 \times 120 = 300000$ (元). 用 X 表示 2500 人在一年中的死亡人数, 则 $X \sim B(2500, 0.002)$. 由棣莫弗—拉普拉斯中心极限定理得:

(1) 亏本的概率为: $p_1 = P(20000X > 300000) = P(X > 15)$

$$\begin{aligned} &= 1 - P(X \leq 15) = 1 - \Phi\left(\frac{15 - 2500 \times 0.002}{\sqrt{2500 \times 0.002 \times 0.998}}\right) \\ &= 1 - \Phi(4.472) \approx 0. \end{aligned}$$

(2) 获利不少于 100000 元的概率为:

$$\begin{aligned} p_2 &= P(300000 - 20000X \geq 100000) = P(X \leq 10) \\ &= \Phi\left(\frac{10 - 2500 \times 0.002}{\sqrt{2500 \times 0.002 \times 0.998}}\right) = \Phi(2.2362) = 0.9874. \end{aligned}$$

(3) 令 $X_i = \begin{cases} 1, & \text{第 } i \text{ 人死亡,} \\ 0, & \text{否则.} \end{cases}$ 则 $X = \sum_{i=1}^n X_i$, 且 $X \sim B(n, 0.002)$. 保险公司希望 99.9% 可能性保证获利不少于 500000 元, 故

$$P(120n - 20000X \geq 500000) \geq 0.999, \quad \text{即} \quad P(X \leq 0.006n - 25) \geq 0.999.$$

$$\text{于是} \quad \Phi\left(\frac{0.006 \times n - 25 - 0.002 \times n}{\sqrt{n \times 0.002 \times 0.998}}\right) \geq \Phi(3.07) = 0.999.$$

解之得 $n \geq 9620$. 即公司至少要发展 9620 个客户.

4. 【详解】 设至少要掷 n 次: 正面次数为 X , 则 $X \sim B\left(n, \frac{1}{2}\right)$, $E(X) = \frac{n}{2}$, $D(X) = \frac{n}{4}$, 正面出现的频率为 $\frac{X}{n}$. 所以 $P\left\{0.45 \leq \frac{X}{n} \leq 0.55\right\} \geq 0.9$. 又由于 $E\left(\frac{X}{n}\right) = \frac{1}{n}E(X) = \frac{1}{2}$, $D\left(\frac{X}{n}\right) = \frac{1}{n^2}D(X) = \frac{1}{4n}$, 故由切比雪夫不等式得

$$\begin{aligned}
 P\left\{0.45 \leq \frac{X}{n} \leq 0.55\right\} &= P\left\{\left|\frac{X}{n} - \frac{1}{2}\right| \leq 0.05\right\} = P\left\{\left|\frac{X}{n} - E\left(\frac{X}{n}\right)\right| \leq 0.05\right\} \\
 &\geq 1 - \frac{D\left(\frac{X}{n}\right)}{0.05^2} = 1 - \frac{100}{n} \geq 0.9.
 \end{aligned}$$

于是 $n \geq 1\,000$. 由中心极限定理, 有

$$\begin{aligned}
 P\left\{0.45 \leq \frac{X}{n} \leq 0.55\right\} &= P\left\{\frac{0.45 - \frac{1}{2}}{\sqrt{\frac{1}{4n}}} \leq \frac{\frac{X}{n} - \frac{1}{2}}{\sqrt{\frac{1}{4n}}} \leq \frac{0.55 - \frac{1}{2}}{\sqrt{\frac{1}{4n}}}\right\} \\
 &= \Phi(0.1\sqrt{n}) - \Phi(-0.1\sqrt{n}) \geq 0.9,
 \end{aligned}$$

即 $\Phi(0.1\sqrt{n}) \geq 0.95$, 故 $0.1\sqrt{n} \geq 1.65$, 即 $n \geq 272.25$. 所以至少要掷 273 次.

第六章 数理统计的基本概念

习题精选六

一、填空题

1. $\chi^2, 2$.

【详解】 总体 $X \sim N(0, 2^2)$. 记 $Y_1 = X_1 - 2X_2, Y_2 = 3X_3 - 4X_4$, 则有

$$E(Y_1) = E(X_1 - 2X_2) = E(X_1) - 2E(X_2) = 0,$$

$$D(Y_1) = D(X_1 - 2X_2) = D(X_1) + 4D(X_2) = 20,$$

同理, $E(Y_2) = 0, D(Y_2) = 10$.

从而 $\frac{1}{\sqrt{20}}Y_1 \sim N(0, 1), \frac{1}{10}Y_2 \sim N(0, 1), \frac{1}{20}Y_1^2 \sim \chi^2(1), \frac{1}{100}Y_2^2 \sim \chi^2(1)$, 又 Y_1, Y_2 相互独立,

所以 $Y = \frac{1}{20}Y_1^2 + \frac{1}{100}Y_2^2 \sim \chi^2(2)$.

2. $t, 2$.

【详解】 记 $Y = \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}}, Z = X_3^2 + X_4^2$. 因 $X \sim N(0, 1)$, 则

$$E(Y) = E\left(\frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}}\right) = 0, \quad D(Y) = D\left(\frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}}\right) = \frac{1}{2}(D(X_1) + D(X_2)) = 1,$$

即 $Y \sim N(0, 1)$, 因 $X_3 \sim N(0, 1), X_4 \sim N(0, 1), X_3$ 与 X_4 独立, $Z = X_3^2 + X_4^2 \sim \chi^2(2)$. 又 Y, Z 相互

独立, 所以 $\frac{Y}{\sqrt{Z/2}} \sim t(2)$, 即 $\frac{(X_1 - X_2)/\sqrt{2}}{\sqrt{(X_3^2 + X_4^2)/2}} = \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{X_3^2 + X_4^2}} \sim t(2)$.

3. $F, (1, 1)$.

【详解】 因 $X \sim N(0, \sigma^2)$, 则 $X_1 + X_2 \sim N(0, 2\sigma^2)$, $X_1 - X_2 \sim N(0, 2\sigma^2)$. 所以 $\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}\sigma} \sim N(0, 1)$,

$\frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}\sigma} \sim N(0, 1)$, 从而, $\frac{(X_1 + X_2)^2}{2\sigma^2} \sim \chi^2(1)$, $\frac{(X_1 - X_2)^2}{2\sigma^2} \sim \chi^2(1)$, 且 $(X_1 + X_2)^2$ 与 $(X_1 - X_2)^2$ 独立,

故 $\frac{(X_1 + X_2)^2/2\sigma^2}{(X_1 - X_2)^2/2\sigma^2} \sim F(1, 1)$.

4. $\frac{1}{2}$.

【详解】 $X \sim F(n, n)$, 则 $\frac{1}{X} \sim F(n, n)$, 故 X 与 $\frac{1}{X}$ 同分布. 令 $Y = \frac{1}{X}$, 则 $P\{X < 1\} = P\{Y < 1\}$,

即 $P\{X < 1\} = P\{X > 1\}$. 而 $P\{X = 1\} = 0$, 所以 $P\{X < 1\} = \frac{1}{2}$.

二、选择题

1. (A)

【详解】 由 $X \sim N(1, 4)$, 有 $E(\bar{X}) = 1$, $D(\bar{X}) = \frac{4}{100}$, 因 $Y = a\bar{X} + b \sim N(0, 1)$, 所以

$$E(Y) = aE(\bar{X}) + b = a + b = 0, \quad D(Y) = a^2 D(\bar{X}) = \frac{4}{100} a^2 = 1,$$

解得, $a = \pm 5$, $b = \mp 5$. 故选(A).

2. (C)

【详解】 记 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$, 则 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$, 即

$$\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \sim \chi^2(n-1).$$

3. (A)

【详解】 由协方差性质得

$$\begin{aligned} \text{Cov}(X_1 + X_2, X_1 - X_2) &= \text{Cov}(X_1, X_1) - \text{Cov}(X_2, X_2) \\ &= D(X_1) - D(X_2) = \sigma^2 - \sigma^2 = 0, \end{aligned}$$

所以, $X_1 + X_2$ 与 $X_1 - X_2$ 不相关. 另外, 因 $(X_1 + X_2, X_1 - X_2)$ 服从二维正态分布, 故 $X_1 + X_2$ 与 $X_1 - X_2$ 也是独立的. 选(A).

4. (D)

【详解】 $\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$, 则 $\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$, 而 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$, 所以

$$\frac{\left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right)^2}{\frac{(n-1)S^2/\sigma^2}{(n-1)}} \sim F(1, n-1), \quad \text{即} \quad \frac{n(\bar{X} - \mu)^2}{S^2} \sim F(1, n-1). \quad \text{选(D).}$$

5. (B)

【详解】 因 $X \sim N(0, 1)$, $Y \sim N(0, 2)$, X 与 Y 独立, 故 $X + Y \sim N(0, 3)$, 于是 $\frac{X+Y}{\sqrt{3}} \sim N(0, 1)$.

所以 $\frac{1}{3}(X+Y)^2 \sim \chi^2(1)$. 选(B).

三、解答题

1. 【详解】 (1) 样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合分布律为:

$$P\{X_1 = x_1, X_2 = x_2, \cdots, X_n = x_n\} = p^{\sum_{k=1}^n x_k} (1-p)^{\sum_{k=1}^n (1-x_k)}.$$

(2) 显然 $\sum_{i=1}^n X_i$ 服从二项分布 $B(n, p)$, 即其分布律为:

$$P\left\{\sum_{i=1}^n X_i = k\right\} = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}, \quad k = 1, 2, \cdots, n.$$

$$(3) E(\bar{X}) = p, \quad D(\bar{X}) = \frac{p(1-p)}{n}, \quad E(S^2) = D(X) = p(1-p).$$

2.【详解】 因 $X_1 + X_2 \sim N(0, 2 \times 3^2)$, $X_3 + X_4 + X_5 \sim N(0, 3 \times 3^2)$, $X_6 + X_7 + X_8 + X_9 \sim N(0, 4 \times 3^2)$, 则 $\frac{X_1 + X_2}{3/\sqrt{2}} \sim N(0, 1)$, $\frac{X_3 + X_4 + X_5}{3/\sqrt{3}} \sim N(0, 1)$, $\frac{X_6 + X_7 + X_8 + X_9}{6} \sim N(0, 1)$.

$$\text{所以, } \frac{1}{18} (X_1 + X_2)^2 \sim \chi^2(1), \quad \frac{1}{27} (X_3 + X_4 + X_5)^2 \sim \chi^2(1), \quad \frac{1}{36} (X_6 + X_7 + X_8 + X_9)^2 \sim \chi^2(1).$$

于是 $a = \frac{1}{18}, b = \frac{1}{27}, c = \frac{1}{36}$, Y 服从自由度为 3 的卡方分布, 即 $Y \sim \chi^2(3)$.

第七章 参数估计

习题精选七

一、填空题

$$1. \hat{\theta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - 1; \quad \hat{\theta} = \min_{1 \leq i \leq n} \{X_i\}.$$

【详解】 矩估计:

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \int_{\theta}^{+\infty} x e^{-(x-\theta)} dx = \int_{\theta}^{+\infty} (x-\theta) e^{-(x-\theta)} dx + \int_{\theta}^{+\infty} \theta e^{-(x-\theta)} dx = 1 + \theta,$$

令 $E(X) = \bar{X}$, 则 $1 + \theta = \bar{X}$, $\hat{\theta} = \bar{X} - 1$.

最大似然估计:

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n e^{-(x_i-\theta)} = e^{-\sum_{i=1}^n (x_i-\theta)} = e^{-\sum_{i=1}^n x_i + n\theta}, \quad (x_i > \theta),$$

$$\ln L(\theta) = n\theta - \sum_{i=1}^n x_i.$$

$\frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = n > 0$, 又 $\theta < x_i, i = 1, 2, \cdots, n$, 故 $\theta = \min_{1 \leq i \leq n} \{x_i\}$, 可使 $\ln L(\theta)$ 取最大值,

即 θ 的最大似然估计量为: $\hat{\theta} = \min_{1 \leq i \leq n} \{X_i\}$.

$$2. \frac{1}{n}.$$

【详解】 由
$$E[(\bar{X})^2 - cS^2] = E[(\bar{X})^2] - cE(S^2) = D(\bar{X}) + (E(\bar{X}))^2 - cE(S^2)$$

$$= \frac{\sigma^2}{n} + \mu^2 - c\sigma^2 = \left(\frac{1}{n} - c\right)\sigma^2 + \mu^2 = \mu^2$$

得, 当 $c = \frac{1}{n}$ 时, $(\bar{X})^2 - cS^2$ 是 μ^2 的无偏估计.

二、选择题

1. (D)

【详解】 因 $\mu^2 + \sigma^2 = (E(X))^2 + D(X) = E(X^2)$, 故 $\mu^2 + \sigma^2$ 的矩估计为 $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$. 故选(D).

2. (B)

【详解】 $E(T_1) = \frac{1}{6}[E(X_1) + E(X_2)] + \frac{1}{3}[E(X_3) + E(X_4)] = \theta$.

$$E(T_2) = \frac{1}{5}[E(X_1) + 2E(X_2) + 3E(X_3) + 4E(X_4)] = 2\theta \neq \theta.$$

$$E(T_3) = \frac{1}{4}[E(X_1) + E(X_2) + E(X_3) + E(X_4)] = \theta.$$

$$E(T_4) = \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{4} + \frac{1}{8} + \frac{1}{8}\right)\theta = \theta.$$

故选(B).

3. (D)

【详解】 由 $E(X^2) = (E(X))^2 + D(X)$ 得, $E(\hat{\theta})^2 = (E(\hat{\theta}))^2 + D(\hat{\theta}) = \theta^2 + D(\hat{\theta}) \neq \theta^2$, 因此, $\hat{\theta}^2$ 是 θ^2 的有偏估计.

4. (D)

【详解】 因为 $E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i^2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [E^2(X_i) + D(X_i)] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (0 + \sigma^2) = \frac{1}{n} n\sigma^2 = \sigma^2$,

故选(D).

5. (C)

【详解】 因为 $E(\bar{X} - S^2) = E(\bar{X}) - E(S^2) = \mu - \sigma^2$, 故选(C).

三、解答题

1. **【详解】** 矩估计: 因为 $\bar{x} = \frac{1}{3}(x_1 + x_2 + x_3) = \frac{1}{3}(1 + 2 + 1) = \frac{4}{3}$,

$$E(X) = \sum_{i=1}^3 p_i x_i = 1 \cdot \theta^2 + 2 \cdot 2\theta(1 - \theta) + 3 \cdot (1 - \theta)^2 = 3 - 2\theta,$$

于是令 $E(X) = \bar{x}$, 得 $\hat{\theta} = \frac{5}{6}$ 为 θ 的矩估计.

最大似然估计: 似然函数为

$$L(\theta) = P(X=1)P(X=2)P(X=1) = \theta^2 \cdot 2\theta(1-\theta) \cdot \theta^2 = 2\theta^5(1-\theta).$$

取对数有 $\ln L(\theta) = \ln 2 + 5\ln \theta + \ln(1-\theta)$. 对数似然方程为: $\frac{d\ln L(\theta)}{d\theta} = \frac{5}{\theta} - \frac{1}{1-\theta} = 0$,

故最大似然估计为 $\hat{\theta} = \frac{5}{6}$.

2. **【详解】**
$$f(x; \theta) = \begin{cases} 1, & \theta \leq x \leq \theta + 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

(1) 矩估计量: $E(X) = \int_{\theta}^{\theta+1} x dx = \frac{2\theta+1}{2}$, 令 $E(X) = \bar{X}$, 得 $\hat{\theta}_1 = \bar{X} - \frac{1}{2}$.

最大似然估计: 似然函数 $L(\theta) = \begin{cases} 1, & \theta \leq x_i \leq \theta+1, i=1, 2, \dots, n, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$

显然从似然方程不能得到 θ 的最大似然估计量, 但只要注意到似然函数的最大值就是 1, 且此时 $\theta \leq x_i \leq \theta+1, i=1, 2, \dots, n$, 从而, $\theta \leq X_{(1)} = \min \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$, 或 $\theta \geq X_{(n)} - 1 = \max \{X_1, X_2, \dots, X_n\} - 1$.

故可取 $\hat{\theta}_2 = X_{(1)}$ 或 $\hat{\theta}_2 = X_{(n)} - 1$, 作为 θ 的最大似然估计量.

(2) $\hat{\theta}_1$ 是无偏的. 而 $\hat{\theta}_2$ 是有偏的, 其无偏修正为 $\hat{\theta}_2^* = X_{(1)} + \frac{1}{n+1}$ 或 $X_{(n)} - \frac{n}{n+1}$.

事实上, $E(X) = \frac{2\theta+1}{2} = \theta + \frac{1}{2}$, 而 $E(\bar{X}) = E(X) = \theta + \frac{1}{2}$, 则

$E(\hat{\theta}_1) = E(\bar{X}) - \frac{1}{2} = \theta$, 所以 $\hat{\theta}_1$ 是 θ 的无偏估计.

$\hat{\theta}_2$ 是有偏的, 其无偏修正为 $\hat{\theta}_2^* = X_{(1)} + \frac{1}{n+1}$ 或 $X_{(n)} - \frac{n}{n+1}$. 由 X 的密度函数和分布函数分别为

$$f(x) = \begin{cases} 1, & \theta \leq x \leq \theta+1, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}, \quad F(x) = \begin{cases} 0, & y < \theta, \\ x - \theta, & \theta \leq x < \theta+1, \\ 1, & \text{其他.} \end{cases}$$

可知 $X_{(1)}$ 的分布函数为 $F_1(x) = 1 - [1 - F(x)]^n$, $X_{(n)}$ 的分布函数为 $F_n(x) = [F(x)]^n$, 从而它们的密度函数分别为

$$f_1(x) = F'_1(x) = \begin{cases} n(1-x+\theta)^{n-1}, & \theta \leq x \leq \theta+1 \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

$$f_n(x) = F'_n(x) = \begin{cases} n(x-\theta)^{n-1}, & \theta \leq x \leq \theta+1 \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

故 $E(X_{(1)}) = \int_{\theta}^{\theta+1} x \cdot n(1-x+\theta)^{n-1} dx = \theta - \frac{1}{n+1}$,

$$E(X_{(n)}) = \int_{\theta}^{\theta+1} x \cdot nx^{n-1} dx = \theta + \frac{n}{n+1}.$$

所以, $E(\hat{\theta}_2^*) = E(X_{(1)}) + \frac{1}{n+1} = \theta$ 或 $E(\hat{\theta}_2^*) = E(X_{(n)}) - \frac{n}{n+1} = \theta$, 即 $\hat{\theta}_2^*$ 是 θ 的无偏估计.

3.【详解】 似然函数 $L(\theta) = \frac{1}{2^n \theta^n} e^{-\frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n |x_i|}$.

对数似然函数 $\ln L(\theta) = -n \ln 2 - n \ln \theta - \frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n |x_i|$.

似然方程 $\frac{d \ln L(\theta)}{d \theta} = -\frac{n}{\theta} + \frac{1}{\theta^2} \sum_{i=1}^n |x_i| = 0$, 故 θ 的最大似然估计量为 $\hat{\theta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |X_i|$.

4.【详解】 μ 的置信度为 α 的置信区间为 $(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\frac{\alpha}{2}}, \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\frac{\alpha}{2}})$, 区间长度为 $\frac{2\sigma}{\sqrt{n}} u_{\frac{\alpha}{2}}$, 由题意 $\frac{2\sigma}{\sqrt{n}} u_{\frac{\alpha}{2}} \leq 1$,

$u_{\frac{\alpha}{2}} = 1.96, \sigma = 10$. 解之得 $n \geq 1537$.

第八章 假设检验

习题精选八

一、填空题

1. $\{|\bar{X}-5| \geq 0.98\}$.

【详解】 已知 $\sigma^2 = \sigma_0^2 = 2^2$, 检验 $H_0: \mu = \mu_0, H_1: \mu \neq \mu_0$. 采用 U 检验, 即检验统计量取 $U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma_0 / \sqrt{n}}$. 于

是拒绝域为 $|u| \geq u_{1-\frac{\alpha}{2}}$, 其中 $u = \frac{\sqrt{16}(\bar{X}-5)}{2}$. 又 $u_{1-\frac{\alpha}{2}} = 1.96$, 故拒绝域化为 $\{|\bar{X}-5| \geq 0.98\}$.

2. $\frac{\bar{X}}{Q} / \sqrt{n(n-1)}$.

【详解】 t 检验统计量 $T = \frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1)$, 其中 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$.

又 $\mu = 0, S^2 = \frac{Q^2}{n-1}$. 从而 t 检验统计量化为 $T = \frac{\bar{X}}{Q} / \sqrt{n(n-1)}$.

3. $\frac{1}{\sigma_0^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu_0)^2; \chi^2(n)$.

【详解】 因为 $X \sim N(\mu_0, \sigma^2), \sigma = \sigma_0, \frac{X - \mu_0}{\sigma_0} \sim N(0, 1)$, 故统计量:

$$\frac{1}{\sigma_0^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu_0)^2 \sim \chi^2(n).$$

二、选择题

1. (C)

【详解】 因为此时 χ^2 检验统计量为 $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$, 其中 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, \sigma = 2$. 故选(C).

2. (B)

【详解】 第一类错误: H_0 正确, 但拒绝了 H_0 , 即 H_1 不真, 但接受了 H_1 . 故选(B).

三、解答题

1. 【详解】 单个正态总体在方差已知的情况下, 对均值进行右边假设检验,

从而使用 Z 检验法. $H_0: \mu \leq 40$, 选取检验统计量 $Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}} = \frac{\bar{X} - 40}{2/\sqrt{5}} \sim N(0, 1)$,

$z = 3.125 > z_\alpha = 1.645$, 拒绝 H_0 而接受 H_1 , 即认为这批推进器的燃烧率有显著提高.

2. 【详解】 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 显然这是单个正态总体在方差未知时, 对均值进行双边假设检验.



作假设 $H_0: \mu = 3.25$, $H_1: \mu \neq 3.25$. 选取检验统计量 $T = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$,

于是拒绝域为 $|t| = \left| \frac{\bar{x} - \mu}{S/\sqrt{n}} \right| \geq t_{\alpha/2}(n-1)$. 利用所给样本值计算 \bar{x}, S , 以及将 $\mu = 3.25, n = 5$ 代入 $|t| = \left| \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \right|$ 得 $|t| = 0.343 < t_{0.005}(4) = 4.6041$, 故接受 H_0 . 即在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下, 可以认为这批矿砂镍的含量均值为 3.25.