

第一章 概率论的基本概念

习题 1—1 随机事件

1. 设 A, B, C 表示三个事件, 试将下列事件用 A, B, C 表示出来:

- (1) A, C 都发生, B 不发生; 【 $A\bar{B}C, AC-B$ 】
(2) 三个事件中至少有一个发生; 【 $A \cup B \cup C$ 】
(3) 三个事件中至少有两个. 【 $AB \cup AC \cup BC, AB\bar{C} + A\bar{B}C + \bar{A}BC + ABC$ 】

2. 设某人对一目标接连进行三次射击, 设 $A_i = \{\text{第 } i \text{ 次命中}\} (i=1, 2, 3)$; $B_j = \{\text{射击恰好命中 } j \text{ 次}\} (j=0, 1, 2, 3)$; $C_k = \{\text{三次射击至少命中 } k \text{ 次}\} (k=0, 1, 2, 3)$.

- (1) 通过 A_1, A_2, A_3 表示 B_2 ; 【 $B_2 = A_1A_2\bar{A}_3 \cup A_1\bar{A}_2A_3 \cup \bar{A}_1A_2A_3$ 】
(2) 通过 B_1, B_2, B_3 表示 C_2 . 【 $C_2 = B_2 \cup B_3$ 】

3. 设 A, B, C 为三个事件, 指出下列各等式成立的条件.

- (1) $ABC = A$; 【 $A \subset BC$ 】
(2) $A \cup B \cup C = A$; 【 $B \cup C \subset A$ 】
(3) $A \cup B = AB$; 【 $A = B$ 】
(4) $(A \cup B) - A = B$. 【 $AB = \phi$ 】

习题 1—2 概 率

1. 设 $P(A) = P(B) = P(C) = \frac{1}{4}$, $P(AB) = P(AC) = P(BC) = \frac{1}{8}$, $P(ABC) = \frac{1}{16}$, 求下列事件的概率:

- (1) $P(A \cup B \cup C)$; (2). $P(\bar{A}\bar{B}\bar{C})$

解 (1) $P(A \cup B \cup C) = P(A) + P(B) + P(C) - P(AB) - P(AC) - P(BC) + P(ABC) = \frac{3}{4} - \frac{3}{8} + \frac{1}{16} = \frac{7}{16}$
(2) $P(\bar{A}\bar{B}\bar{C}) = P(\overline{A \cup B \cup C}) = 1 - P(A \cup B \cup C) = \frac{9}{16}$.

2. 从 5 双不同尺码的鞋子中任取 4 只, 求至少有 2 只配成一双的概率.

解 $p = \frac{C_5^1 C_4^2 C_2^1 C_1^1}{C_{10}^4} = \frac{2}{21}$, 或 $p = 1 - \frac{C_5^4 C_2^1 C_2^1 C_2^1 C_2^1}{C_{10}^4} = \frac{13}{21}$.

3. 从 $[0,1]$ 中随机地取两个数, 求下列事件的概率: (1) 两数之和小于 $\frac{5}{4}$; (2) 两数之积大于 $\frac{1}{4}$; (3) 以上两个条件均满足.

解 (1) 设 A: 两数之和小于 $\frac{5}{4}$, 则有 $P(A) = \frac{1 - \frac{1}{2} \times \frac{3}{4} \times \frac{3}{4}}{1} = \frac{23}{32}$.

(2) 设 B: 两数之积大于 $\frac{1}{4}$, 则有 $P(B) = \frac{\int_{\frac{1}{4}}^1 (1 - \frac{1}{4x}) dx}{1} = \frac{3}{4} - \frac{1}{2} \ln 2$.

(3) $P(AB) = \frac{\int_{\frac{1}{4}}^1 (\frac{5}{4} - x - \frac{1}{4x}) dx}{1} = \frac{3}{4} - \frac{1}{2} \ln 2 - \frac{1}{2} \times \frac{3}{4} \times \frac{3}{4} = \frac{15}{32} - \frac{1}{2} \ln 2$.

4. 旅行社 100 人中有 43 人会讲英语, 35 人会讲日语, 32 人会讲日语和英语, 9 人会讲法语、英语和日语, 且每人至少会讲英、日、法三种语言中的一种, 在其中任意挑选一人, 求此人会讲英语和日语, 但不会讲法语的概率.

解 设 A: 会讲英语, B: 会讲日语, C: 会讲法语.

则有: $P(AB\bar{C}) = P(AB) - P(ABC) = \frac{32}{100} - \frac{9}{100} = 0.23$.

习题 1-3 条件概率

1. 根据对电路停电情况的研究, 得到电路停电原因的一下经验数据: 5% 是由于变电器损坏; 80% 是由于电路线损坏; 1% 是由于两者同时损坏. 试求下列各种停电事件发生的概率. (1) 在已知变电器损坏的条件下, 电路线损坏; (2) 变电器损坏但电路线完好; (3) 在已知电路线没损坏的条件下, 变电器损坏.

解 A: 变电器损坏, B: 电路线损坏, 则 $P(A) = 0.05$, $P(B) = 0.8$, $P(AB) = 0.01$

(1) $P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)} = \frac{0.01}{0.05} = 0.05$, $P(B) = 0.8$, $P(AB) = 0.01$;

(2) $P(A\bar{B}) = P(A) - P(AB) = 0.05 - 0.01 = 0.04$

(3) $P(A|\bar{B}) = \frac{P(A\bar{B})}{P(\bar{B})} = \frac{P(A) - P(AB)}{1 - P(B)} = \frac{0.05 - 0.01}{1 - 0.8} = 0.2$.

2. 一批灯泡共 100 只, 次品率为 10%, 不放回的抽取 3 次, 每次取一只, 问第 3 次才取到合格品的概率是多少?

解 记 A_i : 第 i 次取到合格品, ($i = 1, 2, 3$) 所求概率即为:

$P(\bar{A}_1 \bar{A}_2 A_3) = P(\bar{A}_1)P(\bar{A}_2 | \bar{A}_1)P(A_3 | \bar{A}_1 \bar{A}_2) = \frac{10}{100} \times \frac{9}{99} \times \frac{90}{98} = \frac{9}{1078}$.

3. 玻璃杯成箱的出售, 每箱 20 只, 假设各箱含 0 个, 1 个, 2 个次品的概率相应的为 0.8, 0.1, 0.1, 一顾客欲买一箱玻璃杯, 售货员随意地抽取一箱, 顾客开箱后随意地查看 4 只, 若无次品则买下这箱玻璃杯, 否则退回, 试求: (1) 顾客买下该箱玻璃杯的概率; (2) 若一个顾客买下了一箱玻璃杯, 在顾客买下的这箱玻璃杯中确实无次品的概率。

解 (1) 记 A: 顾客买下该箱玻璃杯, B_k : 该箱含有 k 只次品, $k=0, 1, 2$. 则有

$$P(A) = \sum_{k=0}^2 P(B_k)P(A|B_k) = 0.8 \times 1 + 0.1 \times \frac{C_{19}^4}{C_{20}^4} + 0.1 \times \frac{C_{18}^4}{C_{20}^4} = 0.8 + 0.1 \times \frac{4}{5} + 0.1 \times \frac{12}{19} = \frac{448}{475} = 0.94$$

$$(2) P(B_0|A) = \frac{P(AB_0)}{P(A)} = \frac{P(B_0)P(A|B_0)}{P(A)} = \frac{0.8}{0.94} = \frac{95}{112} = 0.85.$$

习题 1—4 独立性

1. 设 A, B 为两个事件, 且 $P(A)=0.8, P(B)=0.6, P(A-B)=0.32$, 问 A 与 B 是否相互独立, 为什么?

解 因为 $P(A-B) = P(A) - P(AB) \Rightarrow P(AB) = P(A) - P(A-B) = 0.8 - 0.32 = 0.48 = P(A)P(B)$,

所以 A 与 B 独立.

2. 某举重运动员在一次试举中能举起某一重量的概率为 p , 如果他最多只能试举 3 次, 且前面的试举情况对后面没有影响, 求他能举起这个重量的概率。

解 记 A: 能举起这个重量, B_k : 他第 k 次能举起某一重量 ($k=1, 2, 3$), 则 $P(B_k) = p$ ($k=1, 2, 3$)

则有

$$\begin{aligned} P(A) &= P(B_1 \cup \bar{B}_1 B_2 \cup \bar{B}_1 \bar{B}_2 B_3) = P(B_1) + P(\bar{B}_1 B_2) + P(\bar{B}_1 \bar{B}_2 B_3) = p + p(1-p) + p(1-p)^2 \\ &= p^3 - 3p^2 + 3p. \end{aligned}$$

3. 一实习生用一台机器接连独立地制造 3 个同种零件, 第 i 个零件是不合格的概率为 $p_i = \frac{1}{i+1}$ ($i=1, 2, 3$), 求: (1) 他制造的三个零件中前两个为合格品, 而第三个不是合格品的概率, (2) 三个零件中至少有一个是合格品的概率。

解 记 A_k : 第 k 零件为合格品 ($k=1, 2, 3$), 则 $P(\bar{A}_1) = \frac{1}{2}$, $P(\bar{A}_2) = \frac{1}{3}$, $P(\bar{A}_3) = \frac{1}{4}$,

$$(1) \text{ 所求即为: } P(A_1 A_2 \bar{A}_3) = P(A_1)P(A_2)P(\bar{A}_3) = (1 - \frac{1}{2}) \times (1 - \frac{1}{3}) \times \frac{1}{4} = \frac{1}{12};$$

$$(2) \text{ 所求即为: } P(A_1 \cup A_2 \cup A_3) = 1 - P(\bar{A}_1 \bar{A}_2 \bar{A}_3) = 1 - \frac{1}{2} \times \frac{1}{3} \times \frac{1}{4} = \frac{23}{24}.$$

第二章 随机变量及其分布

习题 2—1 随机变量及其分布函数

1. 已知随机变量 X 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} a + be^{-\frac{x^2}{2}}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

求系数 a, b 的值.

解 由 $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$ 及 $\lim_{x \rightarrow 0^+} F(x) = F(0)$ (处处右连续) 得 $a = 1, b = -1$

2. 下列函数中可以作为某个随机变量的分布函数的是 ()

(A) $F(x) = \frac{1}{1+x^2}, -\infty < x < +\infty$ (B) $F(x) = \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \arctan x, -\infty < x < +\infty$

(C) $F(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}(1-e^{-x}), & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$ (D) $f(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt$, 其中 $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$

解 因为 $F(+\infty) = \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = \lim_{x \rightarrow +\infty} P\{X \leq x\} = P\{X < +\infty\} = P\{\Omega\} = 1$

否 (A) (C), 而 (D) 中未有 $f(x) \geq 0$ 的条件. 正确选项 (B)

习题 2—2 离散型随机变量及其分布

1. 已知袋中编号分别为 1, 2, 3, 4, 5 的五只球, 现从中任意抽取三只, 以 X 表示取出的三只球中最小编号, 求 X 的分布律和分布函数, 并画出分布函数的图形.

解 $P(X=1) = \frac{C_1^1 C_4^2}{C_5^3} = \frac{6}{10}, \quad P(X=2) = \frac{C_1^1 C_3^2}{C_5^3} = \frac{3}{10}, \quad P(X=3) = \frac{C_1^1 C_2^2}{C_5^3} = \frac{1}{10}$

则 X 的分布律为

X	1	2	3
p_k	$\frac{6}{10}$	$\frac{3}{10}$	$\frac{1}{10}$

故 X 的分布函数为 $F(x) = P\{X \leq x\} = \begin{cases} 0, & x < 1, \\ 0.6, & 1 \leq x < 2, \\ 0.9, & 2 \leq x < 3, \\ 1, & x \geq 3. \end{cases}$ 图形略.

2. 已知实验室有同类设备 4 台, 每台设备一年里需要维修的概率为 0.25, 求一年里 (1) 需要维修的设备台数 X 的分布律; (2) 没有设备需要维修的概率; (3) 至少有两台设备需要维修的概率.

解 (1) $X \sim B(4, 0.25)$, 其分布律为 $P(X=k) = C_4^k \left(\frac{1}{4}\right)^k \left(\frac{3}{4}\right)^{4-k}$, $k=0, 1, 2, 3, 4$;

$$(2) P(X=0) = C_4^0 \left(\frac{1}{4}\right)^0 \left(\frac{3}{4}\right)^4 = \frac{81}{256} \approx 0.316;$$

$$(3) P(X \geq 2) = 1 - P(X < 2) = 1 - P(X=0) - P(X=1) = 1 - \frac{81}{256} - C_4^1 \left(\frac{1}{4}\right)^1 \left(\frac{3}{4}\right)^3 = \frac{67}{256} \approx 0.262$$

3. 一批产品共有 10 件, 其中 7 件正品, 3 件次品, 每次随机地抽取一件产品, 分别在下列情况下, 求直到取出正品为止所需抽取的次数 X 的分布律. (1) 采取无放回抽样; (2) 采取有放回抽样.

解 (1) 无放回抽样时 设 A_k : 第 k 次取到正品, $k=1, 2, 3, 4$, 则有

$$P(X=1) = P(A_1) = \frac{7}{10}; \quad P(X=2) = P(\bar{A}_1 A_2) = P(\bar{A}_1) P(A_2 | \bar{A}_1) = \frac{3}{10} \cdot \frac{7}{9} = \frac{7}{30};$$

$$P(X=3) = P(\bar{A}_1 \bar{A}_2 A_3) = P(\bar{A}_1) P(\bar{A}_2 | \bar{A}_1) P(A_3 | \bar{A}_1 \bar{A}_2) = \frac{3}{10} \cdot \frac{2}{9} \cdot \frac{7}{8} = \frac{7}{120};$$

$$P(X=4) = P(\bar{A}_1 \bar{A}_2 \bar{A}_3 A_4) = P(\bar{A}_1) P(\bar{A}_2 | \bar{A}_1) P(\bar{A}_3 | \bar{A}_1 \bar{A}_2) P(A_4 | \bar{A}_1 \bar{A}_2 \bar{A}_3) = \frac{3}{10} \cdot \frac{2}{9} \cdot \frac{1}{8} \cdot 1 = \frac{1}{120};$$

X	1	2	3	4
P_k	$\frac{7}{10}$	$\frac{7}{30}$	$\frac{7}{120}$	$\frac{1}{120}$

(2) 有放回抽样时 $\{X=k\}$ 表示前 $k-1$ 次取到的均为次品, 而第 k 次取到的才是正品. 故

$$P\{X=k\} = P(\bar{A}_1 \bar{A}_2 \cdots \bar{A}_{k-1} A_k) = P(\bar{A}_1) P(\bar{A}_2) \cdots P(\bar{A}_{k-1}) P(A_k) = \frac{3}{10} \cdot \frac{3}{10} \cdots \frac{3}{10} \cdot \frac{7}{10} = \frac{7}{10} \left(\frac{3}{10}\right)^{k-1} \quad k=1, 2, \cdots$$

习题 2—3 连续型随机变量及其分布

1. 设随机变量 X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} cx^3, & 0 \leq x \leq 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

求 (1) 常数 C . (2) X 的分布函数 $F(x)$; (3) $P\{-1 \leq X \leq \frac{1}{2}\}$

$$\text{解 (1) 由 } \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1 \Rightarrow \int_0^1 cx^3 dx = 1 \Rightarrow \frac{c}{4} = 1 \Rightarrow c = 4$$

$$(2) F(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \int_0^x 4x^3 dx, & 0 \leq x < 1 \\ 1 & x \geq 1 \end{cases} = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ x^4, & 0 \leq x < 1, \\ 1 & x \geq 1 \end{cases}$$

$$(3) P\{-1 \leq X \leq \frac{1}{2}\} = F(\frac{1}{2}) - F(-1^+) = (\frac{1}{2})^4 = \frac{1}{16}, \quad \text{或}$$

$$P\{-1 \leq X \leq \frac{1}{2}\} = \int_{-1}^{\frac{1}{2}} f(x) dx = \int_0^{\frac{1}{2}} 4x^3 dx = \frac{1}{16}$$

2. 设连续型随机变量 X 的分布函数为

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

求 (1) X 的概率密度 $f(x)$. (2) $P\{X < 2\}$, $P\{0 < X \leq 3\}$

$$\text{解 (1) } X \text{ 的概率密度 } f(x) = F'(x) = \begin{cases} \frac{1}{x}, & 1 < x < e \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

$$(2) P\{X < 2\} = F(2) = \ln 2; \quad P\{0 < X \leq 3\} = F(3) - F(0) = 1$$

3. 设某年级学生的数学考试成绩（百分制）服从正态分布 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ，平均成绩为 72 分.

(1) 若 $\sigma = 10$ ，且规定 90 分以上为“优秀”，则“优秀”考生占总学生数的百分之几？

(2) 若 σ 未知，但已知 96 分以上的占考生总数的 2.3%，试求考生的数学成绩在 60 分至 84 分之间的概率.

解 (1) 设 X 为考生的数学成绩，由题意 $X \sim N(72, 10^2)$ ，所以

$$P\{X > 90\} = 1 - \Phi\left(\frac{9-72}{10}\right) = 1 - \Phi(1.8) = 0.0359 = 3.6\%, \quad \text{即“优秀”考生占总学生数的百分之 3.6.}$$

(2) 依题意有 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ，且 $\mu = 72$. 但 σ^2 未知. 故

$$P\{X > 96\} = 1 - P\{X \leq 96\} = 1 - \Phi\left(\frac{96-72}{\sigma}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{24}{\sigma}\right) = 0.023, \quad \Phi\left(\frac{24}{\sigma}\right) = 1 - 0.023 = 0.977.$$

查表得 $\frac{24}{\sigma} \approx 2.0 \Rightarrow \sigma = 12$. 即 $X \sim N(72, 12^2)$. 则

$$P\{60 \leq X \leq 84\} = P\left\{\left|\frac{X-72}{12}\right| \leq 1\right\} = 2\Phi(1) - 1 = 0.6826.$$

4. 设随机变量 X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} 2x, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$$

以 Y 表示对 X 的三次独立重复观察中事件 $\{X \leq \frac{1}{2}\}$ 出现的次数, 求 $P\{Y=2\}$.

解 由于 $p = P\{X \leq \frac{1}{2}\} = \int_0^{\frac{1}{2}} 2x dx = \frac{1}{4}$, 故 $Y \sim B(3, \frac{1}{4})$. 于是 $P\{Y=2\} = C_3^2 (\frac{1}{4})^2 (\frac{3}{4}) = \frac{9}{64}$.

习题 2—4 (随机变量函数的分布)

1. 设离散型随机变量 X 的分布律为:

X	-2	-1	0	1	3
p_k	$\frac{1}{5}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{5}$	$\frac{1}{15}$	a

试求: (1) 确定常数 a ; (2) $Y = X^2 + 2$ 的分布律.

解 (1) 由 $\sum_i p_i = 1 \Rightarrow a = \frac{11}{30}$;

Y	2	3	6	11
p_k	$\frac{1}{5}$	$\frac{7}{30}$	$\frac{1}{5}$	$\frac{11}{30}$

其中

$$P(Y=3) = P(X=-1) + P(X=1) = \frac{1}{6} + \frac{1}{15} = \frac{7}{30}$$

2. 设随机变量 $X \sim N(0,1)$, 求 $Y = e^X$ 的概率密度函数.

解 $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{e^X \leq y\} = \begin{cases} P\{X \leq \ln y\}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases} = \begin{cases} \int_{-\infty}^{\ln y} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$

$$\text{所以 } f_Y(y) = F_Y'(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi} y} e^{-\frac{\ln^2 y}{2}}, & y > 0 \\ 0 & y \leq 0 \end{cases}.$$

第三章 多维随机变量及其分布

习题 3—1 二维随机变量及其分布

1. 设一袋中有四个球，它们依次标有数字1, 2, 2, 3. 从此袋中任取一球后不放回袋中，再从袋中任取一球，以分别 X 、 Y 记第一、二次取得的球上标有的数字，求：(1) (X, Y) 的联合分布律，(2) $P\{X+Y \geq 4\}$ 的值。

解 (1)

$X \backslash Y$	X		
	1	2	3
1	0	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{12}$
2	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$
3	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{6}$	0

其中

$$P(X=2, Y=1) = \frac{2}{4} \cdot \frac{1}{3} = \frac{1}{6}, \quad P(X=1, Y=3) = \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{3} = \frac{1}{12}, \quad P(X=1, Y=1) = \frac{1}{4} \cdot 0 = 0.$$

$$(2) P\{X+Y \geq 4\} = 1 - P\{X+Y < 4\} = 1 - P\{X=1, Y=1\} + P\{X=1, Y=2\} + P\{X=2, Y=1\} = \frac{2}{3}$$

2. 设二维随机变量 (X, Y) 在区域 $D = \{(x, y) | 0 < x < 2, -1 < y < 2\}$ 上服从均匀分布，试求 (1)

$P\{X \leq Y\}$, (2) $P\{X+Y > 1\}$.

解 X 的概率密度为: $f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{6} & (x, y) \in D \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$, 则

$$(1) P\{X \leq Y\} = \iint_{x \leq y} f(x, y) dx dy = \int_0^2 dy \int_0^y \frac{1}{6} dx = \frac{1}{3};$$

$$(2) P\{X+Y > 1\} = \int_0^2 dx \int_{1-x}^2 \frac{1}{6} dy = \frac{2}{3}.$$

3. 设二维随机变量的联合概率密度函数为:

$$f(x, y) = \begin{cases} Ce^{-2(x+y)} & 0 < x < +\infty, 0 < y < +\infty \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

求: (1) 常数 C 的值;

(2) $P\{(X, Y) \in D\}$ 的值, 其中 $D = \{(x, y) | x > 0, y > 0, x + y \leq 1\}$;

(3) 随机变量 X 与 Y 至少有一个小于 2 的概率。

解 (1) 因为 $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1 \Rightarrow C \int_0^{+\infty} dx \int_0^{+\infty} e^{-2(x+y)} dy = 1 \Rightarrow \frac{C}{4} = 1$, 所以 $C = 4$;

$$(2) P\{(X, Y) \in D\} = \iint_D f(x, y) dx dy = \int_0^1 dx \int_0^{1-x} 4e^{-2(x+y)} dy = 1 - 3e^{-2}.$$

$$(3) P(\{X \leq 2\} \cup \{Y \leq 2\}) = 1 - P\{X \geq 2, Y \geq 2\} = 1 - \int_2^{+\infty} dx \int_2^{+\infty} 4e^{-2(x+y)} dy = 1 - e^{-8}.$$

习题 3—2 边缘分布

1. 一射手进行射击, 每次击中目标的概率为 0.7, 射击进行到击中目标两次为止。设 X 表示第一次击中目标所进行的射击次数, 以 Y 表示总共射击次数。试求: (1) (X, Y) 的联合分布律; (2) (X, Y) 关于 X 与 Y 的边缘分布律。

解 (1) $\{X = m, Y = n\}$ 的含义: 第 n 次射击时恰好第二次击中目标, 前 $n-1$ 射击中仅有一次击中目标,

故
$$P\{X = m, Y = n\} = \begin{cases} 0.7^2 \times 0.3^{n-2} & n = 2, 3, \dots, m = 1, 2, \dots, n-1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases},$$

(2) $\{X = m\}$ 的含义: 第 m 次射击时恰好第一次击中目标, 前 $m-1$ 射击均未击中目标, 故

$$P\{X = m\} = 0.7 \times 0.3^{m-1}, \quad m = 1, 2, \dots$$

$\{Y = n\}$ 的含义: 第 n 次射击时恰好第二次击中目标, 前 $n-1$ 射击中有一次击中目标, $n-2$ 次射击未中。

故

$$P\{Y = n\} = (n-1)0.7^2 \times 0.3^{n-2}, \quad n = 2, 3, \dots.$$

2. 设二维连续型随机变量的联合概率密度函数为:

$$f(x, y) = \begin{cases} A(x^2 + xy), & 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 2, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

试求: (1) 常数 A 的值;

(2) (X, Y) 的联合分布函数;

(3) (X, Y) 关于 X 与 Y 的边缘概率密度函数和边缘分布函数。

解 (1) 因为 $A \int_0^1 dx \int_0^2 (x^2 + xy) dy = 1 \Rightarrow A \times \frac{5}{3} = 1 \Rightarrow A = \frac{3}{5}$;

$$(2) F(x, y) = \begin{cases} 0 & x \leq 0 \text{ 或 } y \leq 0 \\ \int_0^x dx \int_0^y \frac{3}{5} (x^2 + xy) dy = \frac{3}{5} \left(\frac{x^3}{3} y + \frac{x^2 y^2}{4} \right) & 0 < x < 1, 0 < y < 2 \\ \int_0^x dx \int_0^2 \frac{3}{5} (x^2 + xy) dy = \frac{2}{5} x^3 + \frac{3x^2}{5} & 0 < x < 1, y \geq 2 \\ \int_0^1 dx \int_0^y \frac{3}{5} (x^2 + xy) dy = \frac{y}{5} + \frac{3y^2}{20} & x \geq 1, 0 < y < 2 \\ 1 & x \geq 1, y \geq 2 \end{cases}$$

$$(3) F_X(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{2}{5} x^3 + \frac{3x^2}{5} & 0 \leq x < 1, \\ 1 & x \geq 1 \end{cases} \quad f_X(x) = \begin{cases} \frac{6}{5} x^2 + \frac{6x}{5} & 0 < x < 1, \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

$$F_Y(y) = \begin{cases} 0 & y \leq 0 \\ \frac{y}{5} + \frac{3y^2}{20} & 0 < y < 2 \\ 1 & y \geq 2 \end{cases} \quad f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{5} + \frac{3y}{10} & 0 < y < 2, \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

习题 3—3 随机变量的独立性

1. 设二维随机变量 (X, Y) 的联合密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{x^2 y} & 1 \leq x < +\infty, 1 \leq y \leq e, \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

判断 X 与 Y 是否相互独立。

解 因为 $f_X(x) = \int_1^e \frac{1}{x^2 y} dy = \begin{cases} \frac{1}{x^2} & 1 \leq x < +\infty, \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$, $f_Y(y) = \int_1^{+\infty} \frac{1}{x^2 y} dx = \begin{cases} \frac{1}{y}, & 1 \leq y \leq e, \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$,

所以 $f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$, 因而 X 与 Y 是独立。

3. 设随机变量 Y 的密度函数 $f_Y(y) = \begin{cases} e^{-y}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$, 定义随机变量 X_1, X_2 为 $X_k = \begin{cases} 2, & Y \leq k \\ 3, & Y > k \end{cases}$

($k=1, 2$), 求 X_1 和 X_2 的联合分布, 并判断 X_1 与 X_2 是否相互独立.

解 (1)

$X_1 \backslash X_2$	2	3	$P(X_2 = \cdot)$
2	$1 - e^{-1}$	$e^{-1} - e^{-2}$	$1 - e^{-2}$
3	0	e^{-2}	e^{-2}
$P(X_1 = \cdot)$	$1 - e^{-1}$	e^{-1}	1

其中

$$P\{X_1 = 2, X_2 = 2\} = P\{Y \leq 1\} = \int_0^1 e^{-y} dy = 1 - e^{-1}, \quad P\{X_1 = 2, X_2 = 3\} = P(\{Y \leq 1\} \cap \{Y > 2\}) = 0,$$

$$P\{X_1 = 3, X_2 = 2\} = P(\{Y > 1\} \cap \{Y \leq 2\}) = \int_1^2 e^{-y} dy = e^{-1} - e^{-2},$$

$$P\{X_1 = 3, X_2 = 3\} = P(\{Y > 2\}) = \int_2^{+\infty} e^{-y} dy = e^{-2};$$

(2) 因为 $P\{X_1 = 2, X_2 = 3\} \neq P\{X_1 = 2\}P\{X_2 = 3\}$, 所以 X_1 与 X_2 是不独立的.

3. 设 X 与 Y 是相互独立的随机变量, X 在 $(0, 1)$ 服从均匀分布, Y 的概率密度函数为

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2}e^{-y/2} & y > 0 \\ 0 & y \leq 0 \end{cases}$$

(1) 求 X 与 Y 的联合概率密度;

(2) 设含有 a 的二次方程为 $a^2 + 2Xa + Y^2 = 0$, 试求该方程有实根的概率.

解 (1) 因为 X 与 Y 是相互独立的随机变量, 所以其联合概率密度函数为

$$f(x, y) = f_X(x)f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2}e^{-\frac{y}{2}} & 0 < x < 1, y > 0 \\ 0 & \text{其它} \end{cases};$$

(2) 设 A : 该二次方程有实根.

$$\text{则有 } P(A) = P(\Delta \geq 0) = P\{4X^2 - 4Y^2 \geq 0\} = P\{Y^2 \leq X^2\} = \int_0^1 dx \int_0^x \frac{1}{2}e^{-\frac{y}{2}} dy = \int_0^1 (1 - e^{-\frac{x}{2}}) dx = 2e^{-\frac{1}{2}} - 1.$$

习题 3—4 条件分布

1. 设二维随机变量的联合概率密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{2} \sin(x+y), & 0 < x < \frac{\pi}{2}, 0 < y < \frac{\pi}{2} \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

试求 $f_{X|Y}(x|y)$ 和 $f_{Y|X}(y|x)$ ($0 < x < \frac{\pi}{2}, 0 < y < \frac{\pi}{2}$).

$$\text{解 } f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_0^{\frac{\pi}{2}} \frac{1}{2} \sin(x+y) dy = \begin{cases} \frac{1}{2} (\cos x + \sin x) & 0 < x < \frac{\pi}{2} \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

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

则

$$f_{X|Y}(x|y) = \begin{cases} \frac{\sin(x+y)}{\cos y + \sin y} & 0 < x < \frac{\pi}{2}, 0 < y < \frac{\pi}{2} \\ 0 & \text{其它} \end{cases},$$

$$f_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} \frac{\sin(x+y)}{\cos x + \sin x} & 0 < x < \frac{\pi}{2}, 0 < y < \frac{\pi}{2} \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

2. 在 10 件产品中有 2 件一级品, 7 件二级品和 1 件次品, 从 10 件产品中无放回抽取 3 件, 用 X 表示其中的一级品数, 用 Y 表示其中的二级品数, 求 (1) $X=0$ 的条件下 Y 的条件分布; (2) 在 $Y=2$ 的条件下 X 的条件分布。

解

$X \backslash Y$	0	1	2	$P(Y =)$
0	0	0	$\frac{1}{120}$	$\frac{1}{120}$
1	0	$\frac{14}{120}$	$\frac{7}{120}$	$\frac{21}{120}$
2	$\frac{21}{120}$	$\frac{42}{120}$	0	$\frac{63}{120}$
3	$\frac{35}{120}$	0	0	$\frac{35}{120}$
$P(X =)$	$\frac{56}{120}$	$\frac{56}{120}$	$\frac{8}{120}$	1

$$\text{其中 } P\{X=1, Y=1\} = \frac{C_2^1 C_7^1 C_1^1}{C_{10}^3} = \frac{14}{120}, \quad P\{X=1, Y=2\} = \frac{C_2^1 C_7^2}{C_{10}^3} = \frac{42}{120}.$$

(1) $X=0$ 的条件下 Y 的条件分布

$$P\{Y=2|X=0\}=\frac{\frac{21}{120}}{\frac{56}{120}}=\frac{3}{8}, \text{ 或 } P\{Y=2|X=0\}=\frac{C_7^2 C_1^1}{C_8^3}=\frac{3}{8},$$

$Y=2|X=0$ 的含义: 已知取出的三件中无一级品, 即在剩余的 8 件中取三件, 其中有两件二级品和一件次品.

$$P\{Y=3|X=0\}=\frac{\frac{35}{120}}{\frac{56}{120}}=\frac{5}{8}, \text{ 或 } P\{Y=3|X=0\}=\frac{C_7^3}{C_8^3}=\frac{5}{8};$$

$Y=3|X=0$ 的含义: 已知取出的三件中无一级品, 即在剩余的 8 件中取三件, 其中有三件二级品.

$$(2) P\{X=0|Y=2\}=\frac{\frac{21}{120}}{\frac{63}{120}}=\frac{1}{3}, \quad P\{X=1|Y=2\}=\frac{\frac{42}{120}}{\frac{63}{120}}=\frac{2}{3}.$$

$$\text{或 } P\{X=0|Y=2\}=\frac{C_1^1}{C_3^1}=\frac{1}{3}, \quad P\{X=1|Y=2\}=\frac{C_2^1}{C_3^1}=\frac{2}{3}.$$

习题 3—5 二维随机变量函数的分布

1. 设随机变量 X 与 Y 相互独立, 且它们的分布率分别为

X	-1	-2
p	$\frac{1}{4}$	$\frac{3}{4}$

Y	1	2
p	$\frac{2}{5}$	$\frac{3}{5}$

求 (1) $U=2X+Y$ 的分布律;

(2) $V=X^2+Y^2$ 的分布律。

解 (1)

U	-3	-2	-1	0
p_k	$\frac{3}{10}$	$\frac{9}{20}$	$\frac{1}{10}$	$\frac{3}{20}$

其中

$$P(U=-3)=P(X=-2, Y=1)=P(X=-2) \cdot P(Y=1)=\frac{3}{4} \cdot \frac{2}{5}=\frac{3}{10};$$

V	2	5	8
p_k	$\frac{1}{10}$	$\frac{9}{20}$	$\frac{9}{20}$

其中

$$P(V=5)=P(X=-1, Y=2)+P(X=-2, Y=1)=\frac{1}{4} \cdot \frac{3}{5}+\frac{3}{4} \cdot \frac{2}{5}=\frac{9}{20}.$$

2. 设 X, Y 是相互独立的随机变量, 它们分别服从参数为 λ_1, λ_2 泊松分布, 证明 $Z = X + Y$ 服从参数为 $\lambda_1 + \lambda_2$ 的泊松分布。

证 对任意的非负整数 k , 有

$$\begin{aligned} P\{Z = k\} &= P\{X + Y = k\} = \sum_{i=0}^k P\{X = i, Y = k - i\} = \sum_{i=0}^k P\{X = i\}P\{Y = k - i\} \\ &= \sum_{i=0}^k \frac{\lambda_1^i}{i!} e^{-\lambda_1} \times \frac{\lambda_2^{k-i}}{(k-i)!} e^{-\lambda_2} = \frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}}{k!} \sum_{i=0}^k \frac{k!}{i!(k-i)!} \lambda_1^i \lambda_2^{k-i} = \frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}}{k!} \sum_{i=0}^k C_k^i \lambda_1^i \lambda_2^{k-i} \\ &= \frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}}{k!} (\lambda_1 + \lambda_2)^k = \frac{(\lambda_1 + \lambda_2)^k}{k!} e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}, \end{aligned}$$

即 $P\{X + Y = k\} = \frac{(\lambda_1 + \lambda_2)^k}{k!} e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}$, $k = 0, 1, 2, \dots$, 所以 $X + Y \sim P(\lambda_1 + \lambda_2)$.

3. 设随机变量 (X, Y) 的联合密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} 3x & 0 < x < 1, 0 < y < x \\ 0 & \text{其它} \end{cases},$$

试求 $Z = X - Y$ 的概率密度函数.

解 $F_Z(z) = P\{Z \leq z\} = P\{X - Y \leq z\} = \iint_{x-y \leq z} f(x, y) dx dy,$

$$= \begin{cases} 0 & z < 0 \\ 1 & z \geq 1 \\ 1 - \int_z^1 dx \int_0^{x-z} 3x dy & 0 \leq z < 1 \end{cases} = \begin{cases} 0 & z < 0 \\ 1 & z \geq 1 \\ \frac{3z}{2} - \frac{z^3}{2} & 0 \leq z < 1 \end{cases},$$

所以 $f_Z(z) = F'_Z(z) = \begin{cases} \frac{3}{2}(1 - z^2) & 0 < z < 1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}.$

4. 设连续型随机变量 (X, Y) 的联合概率密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} x + y & 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

求 (1) $U = \max(X, Y)$ 的分布函数和概率密度函数;

(2) $V = \min(X, Y)$ 的分布函数和概率密度函数。

解 (1) $F_U(u) = P\{\max(X, Y) \leq u\} = P\{X \leq u, Y \leq u\} = \iint_D f(x, y) dx dy,$

$$= \begin{cases} 0 & u < 0 \\ \int_0^u dx \int_0^u (x+y) dx & 0 \leq u < 1 \\ 1 & u \geq 1 \end{cases} = \begin{cases} 0 & u < 0 \\ u^3 & 0 \leq u < 1 \\ 1 & u \geq 1 \end{cases}, \quad \text{所以 } f_U(u) = F'_U(u) = \begin{cases} 3u^2 & 0 < u < 1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases};$$

$$(2) F_V(v) = P\{\min(X, Y) \leq v\} = 1 - P(\min(X, Y) > v) = 1 - P(X > v, Y > v)$$

$$= 1 - \iint_D f(x, y) dx dy = \begin{cases} 0 & v \leq 0 \\ 1 - \int_v^1 dx \int_v^1 (x+y) dx, & 0 < v < 1 \\ 1 & v \geq 1 \end{cases} = \begin{cases} 0 & v \leq 0 \\ v + v^2 - v^3 & 0 < v < 1 \\ 1 & v \geq 1 \end{cases}$$

$$\text{所以 } f_V(v) = F'_V(v) = \begin{cases} 1 + 2v - 3v^2 & 0 < v < 1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

第四章 数字特征

习题 4—1 数学期望

1. 将 n 只球随机地放到 m 个盒子中, 每个盒子可装任意多个球, 每个球以相同的概率落入每个盒子中, 求有球的盒子数 X 的数学期望。

解 设 $X_k = \begin{cases} 1 & \text{第 } k \text{ 盒子中有球} \\ 0 & \text{第 } k \text{ 盒子是空的} \end{cases}, k = 1, 2, \dots, m,$ 则

X_k	0	1
$P(X_k =)$	$(\frac{m-1}{m})^n$	$1 - (\frac{m-1}{m})^n$

$$\text{所以 } E(X_k) = 1 - (\frac{m-1}{m})^n.$$

设 X 表示有球的盒子数, 则 $X = \sum_{k=1}^m X_k$, 由期望的性质得 $E(X) = m(1 - (\frac{m-1}{m})^n) = m - m(\frac{m-1}{m})^n.$

2. 设 (X, Y) 的密度函数为 $f(x, y) = \begin{cases} 4xye^{-(x^2+y^2)}, & x > 0, y > 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases},$

求 (1) $E(X)$; (2) $E(Z)$, 其中 $Z = \sqrt{X^2 + Y^2}$.

$$\begin{aligned} \text{解 (1)} \quad E(X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} dx \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x, y)dy = 4 \int_0^{+\infty} dx \int_0^{+\infty} x^2 ye^{-(x^2+y^2)} dy = - \int_0^{+\infty} xde^{-x^2} \cdot \int_0^{+\infty} e^{-y^2} dy^2 \\ &= \left(xe^{-x^2} \Big|_0^{+\infty} - \int_0^{+\infty} e^{-x^2} dx \right) \left(e^{-y^2} \Big|_0^{+\infty} \right) = \int_0^{+\infty} e^{-x^2} dx = \frac{\sqrt{\pi}}{2} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (2) \quad E(Z) &= 4 \int_0^{+\infty} dx \int_0^{+\infty} xy\sqrt{x^2+y^2} e^{-(x^2+y^2)} dy = 4 \int_0^{\frac{\pi}{2}} \sin \theta \cos \theta d\theta \int_0^{+\infty} r^4 e^{-r^2} dr \quad (\text{分部积分}) \\ &= -r^3 e^{-r^2} \Big|_0^{+\infty} + 3 \int_0^{+\infty} r^2 e^{-r^2} dr = \frac{3\sqrt{\pi}}{4}. \quad \text{【注】 概率积分 } \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-x^2} dx = \sqrt{\pi} \end{aligned}$$

习题 4—2 方 差

1. 设离散型随机变量 X 的分布律为

求: (1) $D(X)$; (2) $D(-3X^2 - 5)$

解 (1)

X	-2	0	2
p	0.4	0.3	0.3

$$E(X) = -2 \times 0.4 + 0 \times 0.3 + 2 \times 0.3 = -0.2,$$

$$E(X^2) = (-2)^2 \times 0.4 + 0^2 \times 0.3 + 2^2 \times 0.3 = 2.8, \text{ 所以 } D(X) = E(X^2) - (EX)^2 = 2.76;$$

$$(2) \quad E(X^4) = (-2)^4 \times 0.4 + 0^4 \times 0.3 + 2^4 \times 0.3 = 11.2,$$

$$D(X^2) = E(X^4) - (E(X^2))^2 = 11.2 - 2.8^2 = 3.36, \text{ 所以 } D(-3X^2 - 5) = 9D(X^2) = 9 \times 3.36 = 30.24.$$

2. 设连续型随机变量 X 的分布函数为: $F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ kx + b, & 0 \leq x \leq \pi \\ 1, & x > \pi \end{cases}$, 求: (1) 常数 k, b 的值; (2) $D(X)$.

解 法 1 (1) 因为 X 是连续型随机变量, 所以它的分布函数应该是连续的, 因而有 $F(0^-) = F(0)$,

$$\text{由此可得 } b = 0; F(\pi^+) = F(\pi), \text{ 由此可得 } k\pi = 1, \text{ 即 } k = \frac{1}{\pi}, \text{ 所以 } F(x) = \begin{cases} 0 & x \leq 0 \\ \frac{x}{\pi} & 0 < x < \pi \\ 1 & x \geq \pi \end{cases}$$

即 $X \sim U(0, \pi)$;

$$(2) \text{ 因为 } X \sim U(0, \pi), \text{ 所以 } D(X) = \frac{\pi^2}{12}.$$

法 2 (1) 概率密度函数 $f(x) = F'(x) = \begin{cases} k, & 0 < x < \pi \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$,

$$\text{由 } \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1 \text{ 及 } \lim_{x \rightarrow \pi^+} F(x) = F(\pi) \text{ 得 } \begin{cases} \int_0^\pi k dx = 1, \\ k\pi + b = 1 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} k = \frac{1}{\pi}, \\ b = 0 \end{cases} \text{ 所以 } f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\pi}, & 0 < x < \pi, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$(2) E(X) = \int_0^\pi x \cdot \frac{1}{\pi} dx = \frac{\pi}{2}, E(X^2) = \int_0^\pi x^2 \cdot \frac{1}{\pi} dx = \frac{\pi^2}{3}, \text{ 所以 } D(X) = E(X^2) - (EX)^2 = \frac{\pi^2}{12}.$$

习题 4—3 重要分布的期望和方差

1. 设随机变量 X 与 Y 相互独立, 且 $X \sim N(2, 1)$, $Y \sim N(-2, 4)$, $Z = 3X - 2Y + 4$, 试求 (1) $D(Z)$;

(2) $P\{Z \leq 9\}$ 的值.

解 (1) 因为 $X \sim N(2, 1)$, $Y \sim N(-2, 4)$, 则有 $EX = 2$, $DX = 1$; $EY = -2$, $DY = 4$,

所以 $D(Z) = 9D(X) + 4D(Y) = 9 + 16 = 25$;

(2) $EZ = E(3X - 2Y + 4) = 3EX - 2EY + 4 = 14$, $D(Z) = 25$, 由题设可知 $Z \sim N(14, 5^2)$,

$$\text{所以 } P\{Z \leq 9\} = P\left\{\frac{Z-14}{5} \leq \frac{9-14}{5}\right\} = \Phi(-1) = 1 - \Phi(1) = 0.1587.$$

习题 4—4 协方差、相关系数与矩

1. 设随机变量 (X, Y) 服从区域 $D = \{(x, y) | 0 < x < 1, 0 < y < x\}$ 上的均匀分布, 试求: (1) X 与 Y 的协方差 $\text{cov}(X, Y)$; (2) 相关系数 ρ_{XY} .

解 (X, Y) 的联合密度为 $f(x, y) = \begin{cases} 2 & (x, y) \in D \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$

$$(1) E(X) = \int_0^1 dx \int_0^x 2xy dy = \frac{2}{3}, E(Y) = \int_0^1 dx \int_0^x 2y dy = \frac{1}{3}, E(XY) = \int_0^1 dx \int_0^x 2xy dy = \frac{1}{4},$$

$$\text{所以 } \text{cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = \frac{1}{4} - \frac{2}{3} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{36},$$

$$(2) D(X) = E(X^2) - (EX)^2 = \int_0^1 dx \int_0^x 2x^2 dy - \left(\frac{2}{3}\right)^2 = \frac{1}{18}, \text{ 同理 } D(Y) = \int_0^1 dx \int_0^x 2y^2 dy - \left(\frac{1}{3}\right)^2 = \frac{1}{18}$$

$$\text{所以 } \rho_{XY} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{D(X)D(Y)}} = \frac{1}{2}.$$

2. 随机变量 X 的概率密度函数为: $f(x) = \frac{1}{2} e^{-|x|}$, $-\infty < x < +\infty$, 试证明 X 与 $|X|$ 不相关, 但不独立.

证明 因为 $E(X) = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} x e^{-|x|} dx = 0$, $E(X \cdot |X|) = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} x|x| e^{-|x|} dx = 0$,

所以 $\text{cov}(X, |X|) = E(X \cdot |X|) - E(X)E(|X|) = 0$, 因而 X 与 $|X|$ 是不相关的;

又因为 $P\{X \leq 1, |X| \leq 1\} = P\{|X| \leq 1\} \neq P\{X \leq 1\} \cdot P\{|X| \leq 1\}$, 所以 X 与 $|X|$ 不是相互独立的.

$$(P\{X \leq 1\} = \int_{-\infty}^1 \frac{1}{2} e^{-|x|} dx = \int_{-\infty}^0 \frac{1}{2} e^x dx + \int_0^1 \frac{1}{2} e^{-x} dx = 1 - \frac{1}{2} e^{-1}, \quad P\{|X| \leq 1\} = 2 \int_0^1 \frac{1}{2} e^{-x} dx = 1 - e^{-1})$$

3. 已知 $E(X)=1, E(Y)=2, E(Z)=-1, D(X)=1, D(Y)=2, D(Z)=3, \rho_{XY}=0, \rho_{XZ}=\frac{1}{2}, \rho_{YZ}=-\frac{1}{2}$, 求: (1) $D(X+Y+Z)$, (2) $E[(X+Y+Z)^2]$.

解 (1) 因为 $\text{cov}(X, Y) = \rho_{XY} \sqrt{D(X)D(Y)} = 0, \text{cov}(X, Z) = \rho_{XZ} \sqrt{D(X)D(Z)} = \frac{\sqrt{3}}{2},$

$$\text{cov}(Y, Z) = \rho_{YZ} \sqrt{D(Y)D(Z)} = -\frac{\sqrt{6}}{2}, \text{ 所以}$$

$$D(X+Y+Z) = D(X) + D(Y) + D(Z) + 2\text{cov}(X, Y) + 2\text{cov}(X, Z) + 2\text{cov}(Y, Z) = 6 + \sqrt{3} - \sqrt{6};$$

$$(2) E[(X+Y+Z)^2] = D(X+Y+Z) + (E(X+Y+Z))^2 = 10 + \sqrt{3} - \sqrt{6}.$$

第五章 大数定律与中心极限定理

习题 5—1 中心极限定理

1. 一册 400 页的书中每一页的印刷错误个数服从参数为 $\lambda = 0.2$ 的泊松分布, 各页有多少个错误是相互独立的, 求这册书的错误个数不多于 90 个的概率.

解 设 X_i 表示第 i 页中印刷错误的个数, 则 $X_i \sim P(0.2), i = 1, 2, \dots, 400$, 且 X_1, \dots, X_{400} 相互独立,

记 X 表示这册书中印刷错误的个数, 则 $X = \sum_{i=1}^{400} X_i$, 由于 $E(X) = 400 \times 0.2 = 80, D(X) = 80$,

由中心极限定理知 $X \sim N(80, 80)$, 所求概率为

$$P\{X \leq 90\} = P\left\{\frac{X-80}{\sqrt{80}} \leq \frac{90-80}{\sqrt{80}}\right\} \approx \Phi\left(\frac{\sqrt{5}}{2}\right) \approx \Phi(1.118) = 0.8683.$$

2. 某单位设置一电话总机, 共有 200 架电话分机. 设每个电话分机是否使用外线通话是相互独立的. 设同一时刻每个分机有 5% 的概率要使用外线通话. 问总机需要多少外线才能以不低于 90% 的概率保证每个分机要使用外线时可供使用.

解 设 X 表示某一时刻要同时使用外线电话的分机个数,

则 $X \sim B(200, 0.05)$, 由中心极限定理知 $X \sim N(10, 9.5)$, 若总机有 n 条外线, 由题设则有

$$P\{X \leq n\} \geq 0.9, \text{ 而 } P\{X \leq n\} \approx \Phi\left(\frac{n-10}{\sqrt{9.5}}\right),$$

由此可得, $\Phi\left(\frac{n-10}{\sqrt{9.5}}\right) \geq 0.9$, 因而有 $\frac{n-10}{\sqrt{9.5}} \geq 1.282$, 即 $n \geq 10 + 1.282 \times \sqrt{9.5} = 13.95$,

所以应该取 $n=14$, 也即总机需要 14 条外线才能以不低于 90% 的概率保证每个分机要使用外线时可供使用.

第六章 数理统计的基本概念

习题 6—1 样本与统计量

1. 设总体 X 的期望 $EX = \mu$ 已知, 方差 $DX = \sigma^2$ 未知, (X_1, X_2, \dots, X_n) 是总体的一个样本, 试判别

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, \frac{1}{2}(X_1 + X_2) - \mu, \min(X_1, X_2, \dots, X_n), \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}, \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}$$

中哪些是统计量, 哪些不是统计量, 为什么?

解 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, \frac{1}{2}(X_1 + X_2) - \mu, \min(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 都是统计量, 而

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}, \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}$$

则不是统计量, 因为含未知参数 σ .

2. 设总体 X 的期望 $EX = \mu$, 方差 $DX = \sigma^2$ 已知, X_1, X_2, \dots, X_n 是总体的一个样本, $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$,

$$S_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, \text{ 求 } E(\bar{X}), D(\bar{X}) \text{ 和 } E(S_n^2).$$

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

$$D(\bar{X}) = D\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n^2} D\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D(X_i) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n},$$

$$E(S_n^2) = E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right) = E\left(\frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2\right)\right) = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n (\mu^2 + \sigma^2) - n\left(\mu^2 + \frac{\sigma^2}{n}\right)\right) = \frac{n-1}{n} \sigma^2.$$

习题 6—2 抽样分布

1. 设总体 $X \sim N(0, 1)$, X_1, X_2, \dots, X_n 是其一个样本, 试求下列统计量的分布.

$$(1) \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{X_3^2 + X_4^2}}; \quad (2) \frac{\sqrt{n-1}X_1}{\sqrt{\sum_{i=2}^n X_i^2}}; \quad (3) \frac{(n-3)\sum_{i=1}^3 X_i^2}{3\sum_{i=4}^n X_i^2}$$

解 (1) 根据简单随机样本的性质, 可知 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立且都服从分布 $N(0,1)$, 于是有

$$X_1 - X_2 \sim N(0,2) \Rightarrow \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}} \sim N(0,1), \quad X_3^2 + X_4^2 \sim \chi^2(2), \quad \text{且 } X_1 - X_2 \text{ 与 } X_3^2 + X_4^2 \text{ 相互独立,}$$

所以有

$$\frac{(X_1 - X_2)/\sqrt{2}}{\sqrt{(X_3^2 + X_4^2)/2}} = \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{X_3^2 + X_4^2}} \sim t(2)$$

(2) 根据简单随机样本的性质, 可知 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立且都服从分布 $N(0,1)$, 于是有

$$X_1 \sim N(0,1), \quad \sum_{i=2}^n X_i^2 \sim \chi^2(n-1), \quad \text{且 } X_1 \text{ 与 } \sum_{i=2}^n X_i^2 \text{ 相互独立, 所以有}$$

$$\frac{X_1}{\sqrt{\sum_{i=2}^n X_i^2/(n-1)}} = \frac{\sqrt{n-1}X_1}{\sqrt{\sum_{i=2}^n X_i^2}} \sim t(n-1)$$

(3) 根据简单随机样本的性质, 可知 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立且都服从分布 $N(0,1)$, 于是有

$$\sum_{i=1}^3 X_i^2 \text{ 与 } \sum_{i=4}^n X_i^2 \text{ 相互独立都服从 } \chi^2 \text{ 分布, 自由度分别为 } 3 \text{ 与 } n-3, \text{ 因此}$$

$$\frac{\sum_{i=1}^3 X_i^2 / 3}{\sum_{i=4}^n X_i^2 / (n-3)} = \frac{(n-3)\sum_{i=1}^3 X_i^2}{3\sum_{i=4}^n X_i^2} \sim F(3, n-3).$$

2. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, X_1, X_2, \dots, X_n 是其一个样本, (1) 求 $P\left\{(\bar{X} - \mu)^2 \leq \frac{\sigma^2}{n}\right\}$; (2) 当 $n=6$ 时,

求 $P\left\{(\bar{X} - \mu)^2 \leq \frac{4S^2}{n}\right\}$; (3) 当 n 很大时, 求 $P\left\{(\bar{X} - \mu)^2 \leq \frac{4S^2}{n}\right\}$.

解 (1) 因为 $\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$, 所以 $P\left\{(\bar{X} - \mu)^2 \leq \frac{\sigma^2}{n}\right\} = P\left\{-1 \leq \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \leq 1\right\} = 2\Phi(1) - 1 = 0.6826$;

(2) 因为 $\frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{6}} \sim t(5)$, 所以

$$P\left\{(\bar{X}-\mu)^2 \leq \frac{4S^2}{n}\right\} = P\left\{\left|\frac{\bar{X}-\mu}{S/\sqrt{6}}\right| \leq 2\right\} = 1 - P\left\{\left|\frac{\bar{X}-\mu}{S/\sqrt{6}}\right| > 2\right\} = 1 - 2P\left\{\frac{\bar{X}-\mu}{S/\sqrt{6}} > 2\right\} = 1 - 2 \times 0.05 = 0.90$$

(3) 当 n 很大时, $\frac{\bar{X}-\mu}{S/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$, 所以 $P\left\{\left|\frac{\bar{X}-\mu}{S/\sqrt{n}}\right| \leq 2\right\} = 2\Phi(2) - 1 = 2 \times 0.9774 - 1 = 0.9544$.

第七章 参数估计

习题 7—1 点估计

1. 设总体 X 的概率密度为 $f(x; \theta) = \frac{1}{2}e^{-|x-\theta|}$, $-\infty < x < +\infty$, X_1, X_2, \dots, X_n 为其样本, 则未知参数 θ 的矩估计量.

解 $EX = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot \frac{1}{2}e^{-|x-\theta|} dx = \int_{-\infty}^{\theta} x \cdot \frac{1}{2}e^{-(\theta-x)} dx + \int_{\theta}^{+\infty} x \cdot \frac{1}{2}e^{-(x-\theta)} dx = \theta$, 令 $\theta = \bar{X}$.

得 θ 的矩估计量为 $\theta_M = \bar{X}$.

2. 设总体 X 的分布函数为 $F(x; \beta) = \begin{cases} 1 - \frac{1}{x^\beta}, & x > 1, \\ 0, & x \leq 1, \end{cases}$ 其中未知参数 $\beta > 1$, X_1, X_2, \dots, X_n 为其样本, 求 β

的矩估计量 $\hat{\beta}_M$ 和极大似然估计量 $\hat{\beta}_L$.

解 (1) X 的概率密度为

$$f(x; \beta) = F'(x; \beta) = \begin{cases} \frac{\beta}{x^{\beta+1}}, & x > 1, \\ 0, & x \leq 1. \end{cases}$$

$$EX = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x; \beta) dx = \int_1^{+\infty} x \cdot \frac{\beta}{x^{\beta+1}} dx = \frac{\beta}{\beta-1} \stackrel{\Delta}{=} \bar{X} \Rightarrow \beta = \frac{\bar{X}}{\bar{X}-1}. \text{ 因此 } \beta \text{ 的矩估计量为 } \beta_M = \frac{\bar{X}}{\bar{X}-1},$$

其中 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$.

(2) 对于总体 X 的样本值 x_1, x_2, \dots, x_n , 似然函数为

$$L(\beta) = \begin{cases} \frac{\beta^n}{(x_1 x_2 \cdots x_n)^{\beta+1}}, & x_i > 1, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases} \quad i = 1, 2, \dots, n.$$

当 $x_i > 1 (i=1, 2, \dots, n)$ 时, $L(\beta) > 0$, 取对数得 $\ln L(\beta) = n \ln \beta - (\beta+1) \sum_{i=1}^n \ln x_i$, 对 β 求导数, 得

$$\frac{d \ln L(\beta)}{d \beta} = \frac{n}{\beta} - \sum_{i=1}^n \ln x_i, \text{ 令 } \frac{d \ln L(\beta)}{d \beta} = 0 \Rightarrow \beta = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln x_i},$$

因此参数 β 的极大似然估计量为 $\beta_L = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln X_i}$.

3. 设总体 $X \sim P(\lambda)$, 其中 λ 为未知参数. (X_1, X_2, \dots, X_n) 为来自总体 X 的样本, 试求 (1) λ 的矩估计量 λ_M

(2) λ 的极大似然估计量 λ_L .

解 (1) 由于只有一个未知参数 λ , 故只需建立一个方程. 由 $\bar{X} = EX = \lambda$, 解得 $\lambda_M = \bar{X}$.

(2) 似然函数为

$$L(\lambda) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{\lambda^{x_i}}{x_i!} e^{-\lambda} \right) = \lambda^{\sum_{i=1}^n x_i} \left(\prod_{i=1}^n x_i! \right)^{-1} e^{-n\lambda},$$

所以

$$\ln L(\lambda) = \sum_{i=1}^n x_i \ln \lambda - \sum_{i=1}^n \ln(x_i!) - n\lambda, \quad \frac{d \ln L(\lambda)}{d\lambda} = \sum_{i=1}^n x_i \cdot \frac{1}{\lambda} - n, \quad \text{令 } \frac{d \ln L(\lambda)}{d\lambda} = 0, \text{ 解得}$$

$$\lambda_L = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x}. \text{ 则极大似然估计量为 } \lambda_L = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \bar{X}.$$

习题 7—2 估计量的评价标准

1. 设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 为正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本, 试确定常数 C , 使 $C \sum_{i=1}^n |X_i - \mu|$ 为 σ 无偏估计.

解 由题意 $E \left[C \sum_{i=1}^n |X_i - \mu| \right] = \sigma$, 而 $Y_i = \frac{X_i - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$, 故有

$$E \left[C \sigma \sum_{i=1}^n \left| \frac{X_i - \mu}{\sigma} \right| \right] = \sigma \Rightarrow C \sigma E \left(\sum_{i=1}^n \left| \frac{X_i - \mu}{\sigma} \right| \right) = \sigma, \text{ 即 } Cn \cdot E|Y_i| = 1,$$

而

$$E|Y_i| = E|Y| = \int_{-\infty}^{+\infty} |y| \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}} dy = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{+\infty} ye^{-\frac{y^2}{2}} dy = \sqrt{\frac{2}{\pi}}, \quad \text{则有 } Cn \cdot \sqrt{\frac{2}{\pi}} = 1 \Rightarrow C = \sqrt{\frac{\pi}{2}} \cdot \frac{1}{n}.$$

2. 设 X_1, X_2 为取自总体 X 的一个样本, $EX = \mu, DX = \sigma^2$ 均存在, C_1, C_2 为常数, 且 $C_1 + C_2 = 1$. 证明:

(1) $\hat{X} = C_1 X_1 + C_2 X_2$ 为 $EX = \mu$ 的无偏估计; (2) 当 $C_1 = C_2 = \frac{1}{2}$ 时, 其方差 $D(\hat{X})$ 最小.

解 (1) $E\hat{X} = E(C_1 X_1 + C_2 X_2) = C_1 EX_1 + C_2 EX_2 = C_1 EX + C_2 EX = (C_1 + C_2)EX = (C_1 + C_2)\mu = \mu$,

所以当 $C_1 + C_2 = 1$ 时, $\hat{X} = C_1X_1 + C_2X_2$ 为 $EX = \mu$ 的无偏估计;

$$\begin{aligned}(2) \quad D(\hat{X}) &= D(C_1X_1 + C_2X_2) = C_1^2DX_1 + C_2^2DX_2 = C_1^2DX + C_2^2DX = (C_1^2 + C_2^2)DX \\ &= [C_1^2 + (1 - C_1^2)]\sigma^2 = (2C_1^2 - 2C_1 + 1)\sigma^2 = \left[2\left(C_1 - \frac{1}{2}\right)^2 + \frac{1}{2}\right]\sigma^2\end{aligned}$$

当 $C_1 + C_2 = 1$ 且当 $C_1 = C_2 = \frac{1}{2}$ 时, 其方差 $D(\hat{X})$ 最小. $D(\hat{X}) = \frac{1}{2}\sigma^2$

习题 7—3 区间估计

1. 某公司希望估计其职工实际探亲的平均天数 μ , 为此, 通过抽取 n 个职工调查, 并且希望其估计误差不超过 2 天, 且置信度不低于 0.9, 假定职工实际探亲天数 $X \sim N(\mu, 15^2)$, 问至少应调查多少职工?

解 因为 $X \sim N(\mu, 15^2)$, 所以 $\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{15^2}{n}\right) \Rightarrow \frac{\bar{X} - \mu}{15/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$,

由题意知

$$P\left\{\left|\bar{X} - \mu\right| \leq 2\right\} = P\left\{\left|\frac{\bar{X} - \mu}{15/\sqrt{n}}\right| \leq \frac{2}{15/\sqrt{n}}\right\} \geq 0.9,$$

即 $2\Phi\left(\frac{2}{15/\sqrt{n}}\right) - 1 \geq 0.9 \Rightarrow \frac{2}{15/\sqrt{n}} \geq 1.65 \Rightarrow n = 154$. 即至少应调查 154 名职工才能达到要求.

2. 为比较两种品牌的小卡车的燃料经济效益, 做一项实验. 取 13 辆 A 品牌车和 10 辆 B 品牌车, 以 90km/h 的不变速度来使用, 测得结果为: $\bar{x}_A = 16 \text{ km/L}$, $s_A = 1.0 \text{ km/L}$, $\bar{x}_B = 11 \text{ km/L}$, $s_B = 0.8 \text{ km/L}$, 假设每辆卡车每升油所能行驶的距离近似服从正态分布; 设 $X_A \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, $X_B \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$.

(1) 求标准差比 $\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$ 的置信度为 98% 的置信区间;

解 $n_1 = 13$, $n_2 = 10$, $s_1^2 = 1.0^2$, $s_2^2 = 0.8^2$, $\frac{s_1^2}{s_2^2} = \frac{1.0}{0.64} = 1.5625$, $1 - \alpha = 0.98$, $\frac{\alpha}{2} = 0.01$,

$$F_{0.01}(12, 9) = 5.11, \quad F_{0.99}(12, 9) = \frac{1}{F_{0.01}(9, 12)} = \frac{1}{4.39},$$

所以 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的置信系数为 98% 置信区间为

$$\left(\frac{s_1^2}{s_2^2} \cdot \frac{1}{F_{\frac{\alpha}{2}}(n_1-1, n_2-1)}, \frac{s_1^2}{s_2^2} \cdot \frac{1}{F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1-1, n_2-1)}\right) = \left(\frac{1.5625}{5.11}, 1.5625 \times 4.39\right) = (0.3058, 6.859).$$

则标准差比 $\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$ 的置信度为 98% 的置信区间为

$$(\sqrt{0.3058}, \sqrt{6.859}) = (0.553, 2.620).$$

(2) 若 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$, 求期望值差 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信度为 98% 的置信区间.

解 $n_1 = 13, n_2 = 10, n_1 + n_2 - 2 = 21, 1 - \alpha = 0.98, \frac{\alpha}{2} = 0.01, t_{0.01}(21) = 2.5177,$

$$\text{又 } \bar{x}_A - \bar{x}_B = 16 - 11 = 5, s_w = \sqrt{\frac{1}{21}(12 \times 1.0^2 + 9 \times 0.8^2)} = \sqrt{0.8457} = 0.92.$$

由实际抽样的随机性可知两样本相互独立, 且两总体的方差相等, 故 $\mu_A - \mu_B$ 的置信系数为 98% 的置信区间为

$$\begin{aligned} & \left((\bar{X} - \bar{Y}) - t_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2) S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}, (\bar{X} - \bar{Y}) + t_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2) S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \right) \\ & = (5 - 2.5177 \times 0.92 \times \sqrt{\frac{1}{13} + \frac{1}{10}}, 5 + 2.5177 \times 0.92 \times \sqrt{\frac{1}{13} + \frac{1}{10}}) = (4.026, 5.974). \end{aligned}$$

第八章 假设检验

习题 8—1 单个正态总体的假设检验

1. 某大学大一女生平均身高为 162.5cm, 标准差为 6.9cm, 在 $\alpha=0.02$ 的显著水平下, 若从现在的班上随机选出 50 名女生, 其平均身高为 165.2cm, 试问是否有理由相信平均身高改变了?

解 设 $H_0: \mu = 162.5, H_1: \mu \neq 162.5$, 这是双边假设检验问题,

$$H_0 \text{ 为真时, } \sigma^2 \text{ 已知, 选取统计量 } U = \frac{\bar{X} - 162.5}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1),$$

在 $\alpha=0.05$ 下, 拒绝域 $I_c = \{U \mid |U| \geq U_{0.025} = 1.96\}$. 将 $\bar{x} = 165.2, s = 6.9, n = 50$ 代入得

$$U = \frac{165.2 - 162.5}{6.9 / \sqrt{50}} = 2.6 \in I_c, \text{ 有理由相信平均身高改变了.}$$

2. 设某次考试的学生成绩服从正态分布, 从中随机地抽取 36 位考生的成绩, 算得平均成绩为 66.5 分, 标准差为 15 分, 在显著性水平 0.05 下, 是否可以认为这次考试全体考生的平均成绩为 70 分? 并给出检验过程.

(附: $t_{0.025}(35)=2.0301$, $t_{0.05}(35)=1.6896$, $t_{0.025}(36)=2.0281$, $t_{0.05}(36)=1.6883$)

解 设 $H_0: \mu = \mu_0 = 70$, $H_1: \mu \neq \mu_0 = 70$, 这是双边假设检验问题, H_0 为真时, σ^2 未知, 选取统计量

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1), \alpha = 0.05 \text{ 下, 拒绝域 } I_c = \{t \mid |t| \geq t_{0.025}(35) = 2.0301\}. \text{ 将 } \bar{x} = 66.5, s = 15, n = 36$$

代入得 $|t| = \left| \frac{66.5 - 70}{15/\sqrt{36}} \right| = 1.4 < 2.0301$, 故接受 H_0 , 可以认为这次考试全体考生的平均成绩为 70 分.

3. 某品牌香烟的尼古丁含量服从正态分布, 其标准差为 **1.3mg**, 若随机抽取此牌香烟 **8** 支, 其标准差为 **s=1.8**,

在 $\alpha=0.05$ 显著性水平下, 检验假设 $H_0: \sigma = 1.3$, $H_1: \sigma \neq 1.3$

解 由题设知要检验的是假设 $\sigma = 1.3$?

$$H_0: \sigma = 1.3, H_1: \sigma \neq 1.3, \text{ 取 } \chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1) \text{ 为检验统计量, } \alpha = 0.05 \text{ 下,}$$

$$H_0 \text{ 拒绝域为 } I_c = \{\chi^2 \geq \chi_{0.025}^2(7) \text{ 或 } \chi^2 \leq \chi_{0.975}^2(7)\} = \{\chi^2 \geq 16.013 \text{ 或 } \chi^2 \leq 1.690\},$$

将 $\sigma = 1.3$, $n = 8$, $s = 1.8$ 代入得 $\chi^2 = \frac{7 \times 1.8^2}{1.3^2} = 13.420 \notin I_c$, 所以要接受 H_0 , 即认为 $\sigma = 1.3$.