

普通高等教育“十一五”国家级规划教材

随 机 数 学

(B)

标准化作业简答

吉林大学公共数学中心

2017.08

第一次作业

一、填空题

1. 应填 $\frac{8}{15}$.

2. 解: 应填 $\frac{5}{8}$.

3. 应填 0.6.

分析: $P(AB) = P(\overline{A}\overline{B}) = P(\overline{A+B}) = 1 - P(A+B) = 1 - P(A) - P(B) + P(AB)$,

故 $P(B) = 1 - P(A) = 0.6$.

4. 应填 $\frac{1}{3}$.

5. 应填 $\frac{17}{25}$.

6. 应填 $\frac{2}{3}$.

7. 应填 $\sqrt[4]{\frac{1}{2}}$.

二、选择题

1. (D). 2. (C). 3. (A). 4. (C). 5. (C). 6. (A). 7. (B).

三、计算题

1. 从 0, 1, 2, ..., 9 等十个数字中任意选出三个不同的数字, 求下列事件的概率: $A_1 = \{\text{三个数字中不含 0 和 5}\}$; $A_2 = \{\text{三个数字中不含 0 或 5}\}$; $A_3 = \{\text{三个数字中含 0 但不含 5}\}$.

解: 此题为古典概型, 三个事件的基本事件总数都是 C_{10}^3

$$(1) P(A_1) = \frac{C_8^3}{C_{10}^3} = \frac{7}{15}.$$

$$(2) P(A_2) = 1 - \frac{C_8^1}{C_{10}^3} = \frac{14}{15}.$$

$$(3) P(A_3) = \frac{C_8^2}{C_{10}^3} = \frac{7}{30}.$$

2. 三个人独立地去破译一份密码, 已知每个人能译出的概率分别为 $\frac{1}{5}, \frac{1}{3}, \frac{1}{4}$, 问三人

中至少有一人能将此密码译出的概率是多少？

解：设 A_i 表示事件“第 i 个人译出密码”， $i=1,2,3$. B 表示事件“至少有一人译出密码”.

$$\text{则 } P(B) = 1 - P(\overline{A_1} \overline{A_2} \overline{A_3}) = 1 - P(\overline{A_1})P(\overline{A_2})P(\overline{A_3}) = 1 - \frac{4}{5} \frac{2}{3} \frac{3}{4} = \frac{3}{5}.$$

3. 随机地向半圆 $0 < y < \sqrt{2ax - x^2}$ ($a > 0$) 内掷一点，点落在半圆内任何区域的概率与区域的面积成正比，求原点与该点的连线与 x 轴夹角小于 $\frac{\pi}{4}$ 的概率.

解：此为几何概型问题.

设 A 表示事件“原点与该点的连线与 x 轴夹角小于 $\frac{\pi}{4}$ ”.

$$\text{则 } P(A) = \frac{\frac{\pi a^2}{4} + \frac{a^2}{2}}{\frac{\pi a^2}{2}} = \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi}.$$

4. 仪器中有三个元件，它们损坏的概率都是 0.2，并且损坏与否相互独立. 当一个元件损坏时，仪器发生故障的概率为 0.25，当两个元件损坏时，仪器发生故障的概率为 0.6，当三个元件损坏时，仪器发生故障的概率为 0.95，当三个元件都不损坏时，仪器不发生故障. 求：

(1) 仪器发生故障的概率；(2) 仪器发生故障时恰有二个元件损坏的概率.

解：设 A 表示事件“仪器出现故障”，

B_i 表示事件“有 i 个元件出现故障”， $i=1, 2, 3$.

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

$$P(B_1) = 3 \times 0.2 \times 0.8^2 = 0.384, \quad P(B_2) = 3 \times 0.2^2 \times 0.8 = 0.096, \quad P(B_3) = 0.2^3 = 0.008.$$

$$\text{所以 } P(A) = 0.384 \times 0.25 + 0.096 \times 0.6 + 0.008 \times 0.95 = 0.1612.$$

$$(2) \quad P(B_2|A) = \frac{P(AB_2)}{P(A)} = \frac{0.096 \times 0.6}{0.1612} = 0.3573.$$

5. 在 100 件产品中有 10 件次品；现在进行 5 次放回抽样检查，每次随机地抽取一件产品，求下列事件的概率：(1) 抽到 2 件次品；(2) 至少抽到 1 件次品.

解：设 A_i 表示取到 i 件次品， $i=0,1,2,3,4,5$.

$$(1) \quad P(A_2) = C_5^2 (0.1)^2 (1-0.1)^3 \approx 0.73.$$

$$(2) \quad P(\overline{A_0}) = 1 - (1-0.1)^5 \approx 0.41.$$

四、证明题

1. 设 $0 < P(A) < 1, 0 < P(B) < 1, P(A|B) + P(\bar{A}|\bar{B}) = 1$, 证明事件 A 与 B 相互独立.

证明: 由定义证明.

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

$$\Rightarrow \frac{P(AB)}{P(B)} = \frac{P(A\bar{B})}{P(\bar{B})}$$

$$\Rightarrow \frac{P(AB)}{P(B)} = \frac{P(A) - P(AB)}{1 - P(B)}$$

$$\Rightarrow P(AB) = P(A)P(B)$$

所以事件 A 与 B 相互独立.

2. 设事件 A 的概率 $P(A) = 0$, 证明 A 与任意事件都相互独立.

证明: 设 B 为任意事件, 显然 $AB \subset A$,

从而 $0 \leq P(AB) \leq P(A) = 0$, 即 $P(AB) = 0$,

满足 $P(AB) = P(A)P(B)$,

故 A 与任意事件都相互独立.

第二次作业

一、填空题

1. 应填 $\frac{11}{24}$.

2. 应填

X	-1	1	3
P	0.4	0.4	0.2

3. 应填 $\frac{9}{64}$.

4. 应填 $\sqrt[3]{4}$.

5. 应填 $\frac{19}{27}$.

6. 应填 0.2.

7. 应填 $u_{\frac{1-\alpha}{2}}$.

二、选择题

1. (B). 2. (D). 3. (A). 4. (B). 5. (D). 6. (C). 7. (C).

三、计算题

1. 一批产品由 9 个正品和 3 个次品组成，从这批产品中每次任取一个，取后不放回，直到取得正品为止。用 X 表示取到的次品个数，写出 X 的分布律和分布函数。

解： X 的分布律为

X	0	1	2	3
P	$\frac{3}{4}$	$\frac{9}{44}$	$\frac{9}{220}$	$\frac{1}{220}$

X 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0, \\ \frac{3}{4}, & 0 \leq x < 1, \\ \frac{21}{22}, & 1 \leq x < 2, \\ \frac{119}{220}, & 2 \leq x < 3, \\ 1, & x \geq 3. \end{cases}$$

2. 设随机变量 X 的概率分布为

X	-2	-1	0	1	2	3
P	0.10	0.20	0.25	0.20	0.15	0.10

(1) 求 $Y = -2X$ 的概率分布; (2) 求 $Z = X^2$ 的概率分布.

解: 倒表即可.

X	-2	-1	0	1	2	3
P	0.10	0.20	0.25	0.20	0.15	0.10
Y	4	2	0	-2	-4	-6
Z	4	1	0	1	4	9
即						
Y	-6	-4	-2	0	2	4
P	0.10	0.15	0.20	0.25	0.20	0.10

Z	0	1	4	9
P	0.25	0.40	0.25	0.10

3. 设连续型随机变量 X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} x, & 0 \leq x < 1, \\ k(2-x), & 1 \leq x < 2, \\ 0, & \text{其它,} \end{cases}$$

求: (1) k 的值; (2) X 的分布函数.

解: (1) 由 $\int_0^1 x dx + \int_1^2 k(2-x) dx = \frac{1}{2} + \frac{k}{2} = 1$, 得 $k = 1$.

(2) 当 $x < 0$ 时, $F(x) = 0$,

当 $0 \leq x < 1$ 时 $F(x) = \int_0^x f(t) dt = \frac{1}{2}x^2$,

当 $1 \leq x < 2$ 时 $F(x) = \int_0^x f(t) dt = \int_0^1 t dt + \int_1^x (2-t) dt = 2x - \frac{1}{2}x^2 - 1$,

当 $x > 2$ 时, $F(x) = 1$.

4. 设在一电路中, 电阻两端的电压 (V) 服从 $N(120, 4)$, 今独立测量了 5 次, 试确定有 2 次测定值落在区间 $[118, 122]$ 之外的概率.

解: 设随机变量 X 表示电阻两端的电压, 事件 A 表示电压值落在区间 $[118, 122]$ 之内, Y 表示 5 次测量中电压值落在区间 $[118, 122]$ 之外的次数.

$$P(A) = P\{118 \leq X \leq 122\} = \Phi\left(\frac{122-120}{2}\right) - \Phi\left(\frac{118-120}{2}\right) = \Phi(1) - \Phi(-1) = 0.6826.$$

由已知 $Y \sim B(5, 0.3174)$

$$P\{Y=2\} = C_5^2 \times 0.3174^2 \times (1-0.3174)^3 = 0.32.$$

5. 设连续型随机变量 X 的分布函数为 $F(x) = \begin{cases} 0, & x \leq -a, \\ A + B \arcsin \frac{x}{a}, & -a < x < a, (a > 0) \\ 1, & x \geq a, \end{cases}$

求: (1) 常数 A 、 B . (2) 随机变量 X 落在 $\left(-\frac{a}{2}, \frac{a}{2}\right)$ 内的概率. (3) X 的概率密度函数.

解: (1) $F(a+0) = A - \frac{\pi}{2}B = 0, F(a-0) = A + \frac{\pi}{2}B = 1$, 得 $A = \frac{1}{2}, B = \frac{1}{\pi}$.

(2) $P\left\{-\frac{a}{2} < X < \frac{a}{2}\right\} = F\left(\frac{a}{2}\right) - F\left(-\frac{a}{2} - 0\right) = \frac{1}{3}.$

(3) X 的概率密度函数 $f(x) = F'(x) = \begin{cases} \frac{1}{\pi\sqrt{a^2 - x^2}}, & |x| < a, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$

6. 已知随机变量 X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} ax + b, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其它,} \end{cases}$$

且 $P\left\{X > \frac{1}{2}\right\} = \frac{5}{8}$, 求 (1) 常数 a, b 的值; (2) $P\left\{\frac{1}{4} < X \leq \frac{1}{2}\right\}.$

解: (1) 由 $1 = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = \int_0^1 (ax+b)dx = \frac{1}{2}a + b$,

再由 $\frac{5}{8} = P\left\{X > \frac{1}{2}\right\} = \int_{\frac{1}{2}}^1 (ax+b)dx = \frac{3}{8}a + \frac{1}{2}b$,

解得 $a=1, b=\frac{1}{2}.$

(2) $P\left\{\frac{1}{4} < X \leq \frac{1}{2}\right\} = \int_{\frac{1}{4}}^{\frac{1}{2}} \left(x + \frac{1}{2}\right)dx = \frac{7}{32}.$

7. 已知随机变量 X 的概率密度为 $f_X(x) = \frac{1}{2}e^{-|x|}, -\infty < x < +\infty$, 又设 $Y = \begin{cases} +1, & X > 0, \\ -1, & X \leq 0, \end{cases}$ 求: (1)

Y 的分布律; (2) 计算 $P\left\{Y > \frac{1}{2}\right\}.$

解: (1) $P\{Y=-1\} = P\{X \leq 0\} = F_X(0) = \frac{1}{2}, P\{Y=1\} = 1 - P\{Y=-1\} = 1 - \frac{1}{2} = \frac{1}{2}.$

分布律为

Y	-1	1
p_k	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$

$$(2) P\left\{Y > \frac{1}{2}\right\} = \frac{1}{2}.$$

8. 已知随机变量 X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0, \end{cases}$$

求：随机变量 $Y = X^2$ 的概率密度函数.

解：设 Y 的分布函数为 $F_Y(y) = P\{Y \leq y\}$.

当 $y < 0$ 时, $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{X^2 \leq y\} = 0$,

当 $y \geq 0$ 时, $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{X^2 \leq y\} = F_X(\sqrt{y}) - F_X(-\sqrt{y})$,

因此 Y 的概率密度函数为 $f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{y}} e^{-\sqrt{y}}, & y > 0, \\ 0, & y < 0. \end{cases}$

四、证明题

1. 设随机变量 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 证明: $Y = aX + b$ ($a \neq 0$) 仍然服从正态分布, 并指出参数.

解：教材 59 页例题.

2. 设随机变量 X 服从参数为 $\lambda = 2$ 的指数分布, 证明: $Y = 1 - e^{-2X}$ 服从 $[0, 1]$ 上的均匀分布.

解：设 $Y = 1 - e^{-2X}$ 的分布函数为 $F_Y(y)$, 取值范围为 $[0, 1]$.

当 $y < 0$ 时, $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = 0$,

当 $0 \leq y < 1$ 时, $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{1 - e^{-2X} \leq y\} = F_X(-\frac{1}{2} \ln(1 - y))$,

当 $y \geq 1$ 时, $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = 1$,

因此 Y 的概率密度函数为 $f_Y(y) = \begin{cases} 1, & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$

第三次作业

一、填空题

1. $\max\{X, Y\}$ 的分布律为

$\max\{X, Y\}$	0	1
P	0.16	0.84

2. $P\{X=m\} = \frac{m}{2^{m+1}}, m=1, 2, \dots, P\{Y=n\} = \frac{1}{2^n}, n=1, 2, \dots$.

3. 应填 0.

4. 应填 $1 - \frac{1}{2e}$.

5. 应填 $f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi R^2}, & x^2 + y^2 \leq R^2, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$

6. 应填 3.

7. 应填 $f_Z(z) = \frac{1}{3\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(z-2)^2}{18}}, -\infty < z < +\infty$.

二、选择题

1. (B). 2. (B). 3. (A). 4. (C). 5. (C). 6. (D). 7. (B).

三、计算题

1. 设随机变量 X 在 1, 2, 3, 4 四个数字中等可能取值, 随机变量 Y 在 $1 \sim X$ 中等可能地取一整数, 求 (X, Y) 的概率分布, 并判断 X 和 Y 是否独立.

解: (X, Y) 的概率分布为

$Y \backslash X$	1	2	3	4
1	$\frac{1}{4}$	0	0	0
2	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	0	0
3	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{12}$	0

4	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$
---	----------------	----------------	----------------	----------------

可以验证 X 和 Y 不相互独立.

2. 设随机事件 A 、 B 满足 $P(A)=\frac{1}{4}, P(B|A)=P(A|B)=\frac{1}{2}$, 令 $X=\begin{cases} 1, & A \text{发生}, \\ 0, & A \text{不发生}, \end{cases}$

$Y=\begin{cases} 1, & B \text{发生}, \\ 0, & B \text{不发生}, \end{cases}$ 求 (1) (X,Y) 的概率分布; (2) $Z=X+Y$ 的概率分布.

解: (1) $P(A)=\frac{1}{4}, P(B|A)=\frac{1}{3} \Rightarrow P(AB)=\frac{1}{12}$, $P(A|B)=\frac{1}{2} \Rightarrow P(B)=\frac{1}{6}$

$$P\{X=0, Y=0\}=P(\overline{AB})=1-P(A)-P(B)+P(AB)=\frac{2}{3},$$

$$P\{X=0, Y=1\}=P(\overline{AB})=P(B)-P(AB)=\frac{1}{12},$$

$$P\{X=1, Y=0\}=\frac{1}{6}, \quad P\{X=1, Y=1\}=\frac{1}{12}.$$

(2) Z 可能取值为 0, 1, 2. $P\{Z=0\}=\frac{2}{3}, P\{Z=1\}=\frac{1}{4}, P\{Z=2\}=\frac{1}{12}$.

3. 已知二维随机变量 (X,Y) 的概率密度为 $f(x,y)=\begin{cases} ke^{-(2x+y)}, & x>0, y>0, \\ 0, & \text{其它}. \end{cases}$ (1) 求系

数 k ; (2) 条件概率密度 $f_{X|Y}(x|y)$; (3) 判断 X 和 Y 是否相互独立; (4) 计算概率 $P\{X<2|Y<1\}$; (5) 求 $Z=\min\{X,Y\}$ 的密度函数 $f_Z(z)$.

解: (1) 由 $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dx dy = 1$, 得 $k=2$.

(2) 关于 X 和 Y 的边缘概率密度分别为 $f_X(x)=\begin{cases} 2e^{-2x}, & x>0, \\ 0, & x\leq 0, \end{cases}$ $f_Y(y)=\begin{cases} e^{-y}, & y>0, \\ 0, & y\leq 0. \end{cases}$

从而 X 和 Y 是相互独立的, $f_{X|Y}(x|y)=\begin{cases} 2e^{-2x}, & x>0, \\ 0, & x\leq 0. \end{cases}$

(3) 相互独立.

(4) $P\{X<2|Y<1\}=1-e^{-4}$.

(5) $Z=\min\{X,Y\}$ 的分布函数为 $F_Z(z)=\begin{cases} 1-e^{-3z}, & z>0, \\ 0, & z\leq 0. \end{cases}$ 所以 $f_Z(z)=\begin{cases} 3e^{-3z}, & z>0, \\ 0, & z\leq 0. \end{cases}$

4. 设随机变量 U 在区间 $[-2,2]$ 上服从均匀分布, 令 $X=\begin{cases} -1 & \text{若 } U \leq -1, \\ 1 & \text{若 } U > -1, \end{cases}$

$Y = \begin{cases} -1 & \text{若 } U \leq 1, \\ 1 & \text{若 } U > 1, \end{cases}$ 求 (X, Y) 的联合分布律.

解: (X, Y) 可能取的值为 $(-1, -1), (-1, 1), (1, -1), (1, 1)$

$$P\{X = -1, Y = -1\} = P\{U \leq -1\}P\{U \leq 1\} = \frac{1}{4},$$

$$P\{X = -1, Y = 1\} = P\{U \leq -1\}P\{U > 1\} = 0,$$

$$P\{X = 1, Y = -1\} = P\{U > -1\}P\{U \leq 1\} = \frac{1}{2},$$

$$P\{X = 1, Y = 1\} = P\{U > -1\}P\{U > 1\} = \frac{1}{4}.$$

5. 设 (X, Y) 的概率密度 $f(x, y) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1, 0 < y < 2x, \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$ 求 $Z = 2X - Y$ 的概率密度.

解: 设 Z 的分布函数为 $F_Z(z)$, 取值范围 $[0, 2]$, 当 $z < 0$ 时, $F_Z(z) = 0$,

$$\text{当 } 0 \leq z < 2 \text{ 时, } F_Z(z) = P\{2X - Y \leq z\} = z - \frac{1}{4}z^2,$$

$$\text{当 } z \geq 2 \text{ 时, } F_Z(z) = 1.$$

$$\text{从而 } Z = 2X - Y \text{ 的概率密度 } f_Z(z) = \begin{cases} 1 - \frac{1}{2}z, & 0 < z < 2 \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

6. 在区间 $[0, 1]$ 上随机地投掷两点, 求这两点距离的概率密度.

解: 设 X, Y 分别表示两个点的坐标, 且有 X 与 Y 相互独立, 令 $Z = |X - Y|$,

$$\text{可得 } (X, Y) \text{ 的联合概率密度 } f(x, y) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1, 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

$$\text{当 } z < 0 \text{ 或 } z > 1 \text{ 时, } F_Z(z) = 0,$$

$$\text{当 } 0 \leq z \leq 1 \text{ 时, } F_Z(z) = P\{|X - Y| \leq z\} = 1 - 2 \int_0^1 dx \int_0^{x-z} dy.$$

$$\text{从而 } Z = |X - Y| \text{ 的概率密度 } f_Z(z) = \begin{cases} 2(1 - z), & 0 \leq z \leq 1 \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

第四次作业

一、填空题

1. 应填 $E(X) = -0.2$, $E(X^2) = 2.8$, 13.4 .

2. 应填 $D(2X - 3Y) = 4\sigma_1^2 + 3\sigma_2^2$.

3. 应填 $E(Y^2) = 5$.

4. 应填 13.

5. 应填 $\frac{\pi}{6}(b^2 + ab + a^2)$.

6. 应填 $D(Y) = \frac{8}{9}$.

7. 应填 $E(X) = 1$, $D(X) = \frac{1}{2}$.

二、选择题

1. (C). 2. (D). 3. (B). 4. (B). 5. (A). 6. (C). 7. (C).

三、计算题

1. 设随机变量 X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} ax, & 0 < x < 2, \\ cx + b, & 2 \leq x < 4, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

已知 $E(X) = 2$, $P\{1 < X < 3\} = \frac{3}{4}$, 求 a, b, c 的值.

解: 由以下三个条件

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1 \Rightarrow 2a + 6c + 2b = 1,$$

$$EX = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx = 2 \Rightarrow 4a + 28c + 9b = 3,$$

$$P\{1 < X < 3\} = \frac{3}{4} \Rightarrow \int_1^3 f(x) dx = \int_1^2 ax dx + \int_2^3 (cx + b) dx = \frac{3}{4} \Rightarrow 6a + 10c + 4b = 3,$$

$$\text{解得 } a = \frac{1}{4}, b = 1, c = -\frac{1}{4}.$$

2. 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为 $f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{8}(x+y), & 0 \leq x \leq 2, 0 \leq y \leq 2, \\ 0, & \text{其它,} \end{cases}$

求 $E(X)$, $E(Y)$, $\text{cov}(X, Y)$, ρ_{XY} 和 $D(X+Y)$.

$$\text{解: } E(X) = E(Y) = \int_0^2 dx \int_0^2 x \frac{1}{8}(x+y) dy = \frac{7}{6},$$

$$E(X^2) = E(Y^2) = \int_0^2 dx \int_0^2 x^2 \frac{1}{8}(x+y) dy = \frac{5}{3}, \quad D(X) = D(Y) = \frac{11}{36},$$

$$E(XY) = \int_0^2 dx \int_0^2 xy \frac{1}{8}(x+y) dy = \frac{4}{3},$$

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

$$\rho_{XY} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{DX}\sqrt{DY}} = -\frac{1}{11}, \quad D(X+Y) = D(X) + D(Y) + 2\text{cov}(X, Y) = \frac{5}{9}.$$

3. 设二维离散型随机变量 (X, Y) 的联合概率分布为

$X \backslash Y$	-1	0	1
-1	a	0	0.2
0	0.1	b	0.2
1	0	0.1	c

其中 a, b, c 为常数, 且 $E(X) = -0.2, P\{Y \leq 0 | X \leq 0\} = 0.5$, 记 $Z = X + Y$, 求: (1) a, b, c

的值; (2) Z 的概率分布; (3) $P\{X = Z\}$.

解: (1) $a + 0 + 0.2 + 0.1 + b + 0.2 + 0 + 0.1 + c = 1$

$$-1 \times (a + 0 + 0.2) + 0 \times (0.1 + b + 0.2) + 1 \times (0 + 0.1 + c) = -0.2$$

$$P\{Y \leq 0 | X \leq 0\} = \frac{P\{X \leq 0, Y \leq 0\}}{P\{X \leq 0\}} = \frac{a + b + 0.1}{a + b + 0.5} = 0.5$$

得 $a = 0.2, b = 0.1, c = 0.1$

(2)

Z	-2	-1	0	1	2
P	0.2	0.1	0.3	0.3	0.1

(3) $P\{X = Z\} = P\{Y = 0\} = 0.2$

4. 在数轴上的区间 $[0, a]$ 内任意独立地选取两点 M 与 N , 求线段 MN 长度的数学期望.

解: 设两点的坐标分别为 X, Y , 则 (X, Y) 的联合概率密度为

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

$$\text{所求 } E(|X - Y|) = \int_0^a \int_0^a \frac{|x - y|}{a^2} dx dy = \frac{a}{3}.$$

5. 一民航送客车载有 20 名乘客自机场开出, 旅客有 10 个车站可以下车, 如到达一个车站没有旅客下车就不停车, 假设每位旅客在各个车站下车的可能性相同, 且各个旅客是否下车相互独立, 求停车次数 X 的数学期望.

解: 引入随机变量, 令

$$X_i = \begin{cases} 0, & \text{第 } i \text{ 站不停,} \\ 1, & \text{第 } i \text{ 站停,} \end{cases} i = 1, 2, \dots, 10.$$

$$\text{从而 } X = X_1 + \dots + X_{10}, \text{ 又 } P\{X_i = 0\} = \left(\frac{9}{10}\right)^{20}, P\{X_i = 1\} = 1 - \left(\frac{9}{10}\right)^{20},$$

$$\text{所以 } E(X_i) = 1 - (0.9)^{20}, E(X) = 10 \times [1 - (0.9)^{20}] \approx 8.784 \text{ (次)}.$$

6. 假设由自动流水线加工的某种零件的内径 X (毫米)服从正态分布 $N(\mu, 1)$, 内径小于 10 或大于 12 为不合格品, 其余为合格品; 销售合格品获利, 销售不合格品亏损, 已知销售一个零件的利润 T (元)与零件内径 X 的关系为

$$T = \begin{cases} -1, & X < 10, \\ 20, & 10 \leq X \leq 12, \\ -5, & X > 12, \end{cases}$$

问平均内径 μ 取何值时, 销售一个零件的平均利润最大.

$$\text{解: } ET = 20 \times P\{10 \leq X \leq 12\} - P\{X < 10\} - 5P\{X > 12\}$$

$$= 25\Phi(12 - \mu) - 21\Phi(10 - \mu) - 5$$

$$\text{令 } \frac{dET}{d\mu} = 0, \text{ 得 } \mu = 11 - \left(\ln \frac{25}{21}\right) \approx 10.9 \text{ (mm)}$$

即平均内径 μ 取 10.9mm 时, 销售一个零件的平均利润最大.

第五次作业

一、填空题

1. 应填 $\frac{1}{12}$.
2. 应填 0.975.
3. 应填 $\frac{7}{2}$.

二、选择题

1. (B).
2. (D).

三、计算题

1. 某保险公司多年的统计资料表明, 在索赔客户中被盗索赔占 20%, 以 X 表示在随机抽查的 100 个索赔客户中因被盗向保险公司索赔的户数. (1) 写出 X 的概率分布; (2) 利用德莫佛—拉普拉斯定理, 求被盗索赔客户不少 14 户且不多于 30 户的概率的近似值.

解: (1) 索赔户为 X , 则 $X \sim B(100, 0.2)$,

(2) 由 De Moivre-Laplace 极限定理

$$\begin{aligned} P\{14 \leq X \leq 30\} &= P\left\{\frac{14 - 100 \cdot 0.2}{\sqrt{100 \cdot 0.2 \cdot 0.8}} \leq \frac{X - 100 \cdot 0.2}{\sqrt{100 \cdot 0.2 \cdot 0.8}} \leq \frac{30 - 100 \cdot 0.2}{\sqrt{100 \cdot 0.2 \cdot 0.8}}\right\} \\ &\approx \Phi\left(\frac{5}{2}\right) - \Phi\left(-\frac{3}{2}\right) \approx 0.927. \end{aligned}$$

2. 设某种元件使用寿命 (单位: 小时) 服从参数为 λ 的指数分布, 其平均使用寿命为 40 小时, 在使用中当一个元件损坏后立即更换另一个新的元件, 如此继续下去. 已知每个元件的进价为 a 元, 试求在年计划中应为购买此种元件作多少预算, 才可以有 95% 的把握保证一年够用 (假定一年按照 2000 个工作小时计算).

解: 假设一年需要 n 个元件, 则预算经费为 na 元.

设每个元件的寿命为 X_i , 则 n 个元件使用寿命为 $\sum_{i=1}^n X_i$,

由题意 $P\left\{\sum_{i=1}^n X_i \geq 2000\right\} \geq 0.95$, 又 $EX_i = \frac{1}{\lambda} = 40$, $DX_i = \frac{1}{\lambda^2} = 40^2$,

由独立同分布中心极限定理, $\sum_{i=1}^n X_i \sim N(40n, 40^2 n)$,

$$P\left\{\sum_{i=1}^n X_i \geq 2000\right\} = 1 - \Phi\left(\frac{2000 - 40n}{40\sqrt{n}}\right) \geq 0.95 \Rightarrow \frac{n - 50}{\sqrt{n}} \geq 1.64 \Rightarrow n \geq 63.04,$$

故年预算至少应为 $64a$ 元.

3. 一条生产线的产品成箱包装, 每箱的重量时随机的. 假设平均重 50 千克, 标准差为 5 千克. 如果用最大载重量为 5 吨的汽车承运, 试利用中心极限定理说明每量车最多可以装多少箱, 才能保证不超载的概率大于 0.977, ($\Phi(2) = 0.977$.)

解: 设 X_i 是装运的第 i 箱的重量, n 是箱数, 且 $E(X_i) = 50, \sqrt{D(X_i)} = 5, i = 1, 2, \dots, n$.

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

解得 $n < 98.0199$, 即最多可以装 98 箱.

第六次作业

一、填空题

1. 应填 $\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^k n_i x_i}{n}$, $s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^k (x_i - \bar{x})^2$, $s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^k (x_i - \bar{x})^2}$.

2. 应填 $a = \frac{1}{20}$, $b = \frac{1}{100}$, 2.

3. 应填 $E(\bar{X}) = mp$, $D(\bar{X}) = \frac{mp(1-p)}{n}$.

4. 应填 $t(n-1)$.

5. 应填 $f(x_1, x_2, \dots, x_n) = \begin{cases} \lambda^n e^{-\lambda \sum_{i=1}^n x_i}, & x_i > 0, \\ 0, & x_i \leq 0. \end{cases}$

二、选择题

1. (B). 2. (C). 3. (D). 4. (D). 5. (A).

三、计算题

1. 设 $X \sim N(0, \sigma^2)$, X_1, X_2, \dots, X_9 是来自总体 X 的简单随机样本, 样本均值为 \bar{X} , 试确定 σ 的值, 使得 $P\{1 < \bar{X} < 3\}$ 最大.

解: 由于 $\frac{\bar{X} - 0}{\sigma/3} \sim N(0, 1)$, 因此

$$P\{1 < \bar{X} < 3\} = P\left\{\frac{3}{\sigma} < \frac{\bar{X}}{\sigma/3} < \frac{9}{\sigma}\right\} = \Phi\left(\frac{9}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{3}{\sigma}\right) = g(\sigma)$$

$$g'(\sigma) = \varphi\left(\frac{9}{\sigma}\right)\left(-\frac{9}{\sigma^2}\right) - \varphi\left(\frac{3}{\sigma}\right)\left(-\frac{3}{\sigma^2}\right)$$

令 $g'(\sigma) = 0$, 解得 $\sigma = \frac{6}{\sqrt{\ln 3}}$

故当 $\sigma = \frac{6}{\sqrt{\ln 3}}$ 时, $P\{1 < \bar{X} < 3\}$ 最大.

2. 从正态总体 $N(20, 3)$ 中分别抽取容量为 10 和 15 的两个相互独立样本, 求样本均值之差的绝对值大于 0.3 的概率.

解: 设样本均值为 \bar{X}, \bar{Y} , 则 $U = \bar{X} - \bar{Y} \sim N(0, 0.5)$,

$$P\{|\bar{X} - \bar{Y}| > 0.3\} = 1 - P\left\{\frac{|\bar{X} - \bar{Y} - 0|}{\sqrt{0.5}} \leq \frac{0.3}{\sqrt{0.5}}\right\} = 2 - 2\Phi(0.3\sqrt{2}) \approx 0.6744.$$

3. 设 X_1, X_2, \dots, X_8 是来自正态总体 $N(0, 0.2)$ 的样本, 试求 k , 使 $P\left\{\sum_{i=1}^8 X_i^2 < k\right\} = 0.95$.

解: 因为 $X_i \sim N(0, 0.2)$, $\frac{X_i}{\sqrt{0.2}} \sim N(0, 1)$, $\frac{X_i^2}{0.2} \sim \chi^2(1)$, $\sum_{i=1}^8 \frac{X_i^2}{0.2} \sim \chi^2(8)$.

$$\text{所以 } P\left\{\sum_{i=1}^8 X_i^2 < k\right\} = P\left\{\chi^2(8) < \frac{k}{0.2}\right\} = 0.95,$$

查表得 $\frac{k}{0.2} = 15.507$, 即 $k = 3.1014$.

4. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是取自正态总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本, 样本均值为 \bar{X} , 样本方差为 S^2 , $E(\bar{X}), D(\bar{X}), E(S^2), D(S^2)$.

$$\text{解: } E(\bar{X}) = \mu; D(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}; E(S^2) = \sigma^2,$$

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1), D\left(\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\right) = \frac{(n-1)^2}{\sigma^4} D(S^2) = 2(n-1),$$

$$\text{从而 } D(S^2) = \frac{2\sigma^4}{n-1}.$$

5. 设总体 X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} 2\cos 2x, & 0 < x < \frac{\pi}{4}, \\ 0, & \text{其它}, \end{cases}$$

X_1, X_2, \dots, X_n 为总体 X 的样本, 求样本容量 n , 使 $P\{\min(X_1, X_2, \dots, X_n) < \frac{\pi}{12}\} \geq \frac{15}{16}$.

解: 先求 X 的分布函数, 代入有

$$p = 1 - [1 - F(\frac{\pi}{12})]^n = 1 - \left(\frac{1}{2}\right)^n \geq \frac{15}{16},$$

解得 $n \geq 4$, 故 n 取 4.

6. 已知二维随机变量 (X, Y) 服从二维正态分布 $N(0, 1, 2^2, 3^2, 0)$, 判断 $F = \frac{9X^2}{4(Y-1)^2}$ 服从的概率分布.

解：由题意 $X \sim N(0, 2), Y \sim N(1, 9)$ ，且相互独立，

从而 $\frac{X}{2} \sim N(0, 1), \frac{Y-1}{3} \sim N(0, 1)$ ，

即 $\frac{X^2}{4} \sim \chi^2(1), \frac{(Y-1)^2}{9} \sim \chi^2(1)$ ，

由 F 分布的定义 $F = \frac{9X^2}{4(Y-1)^2} \sim F(1, 1)$.

第七次作业

一、填空题

1. 应填 $\hat{\lambda} = \bar{X}$.
2. 应填 $\hat{\theta} = 2\bar{X} - 2$.
3. 应填 $\hat{\lambda} = \bar{X}$.
4. 应填 $(-0.98, 0.98)$.
5. 35.

二、选择题

1. (B).
2. (C).
3. (D).
3. (C).
4. (A).

三、计算题

1. 设总体 X 具有概率分布

X	1	2	3
P	θ^2	$2\theta(1-\theta)$	$(1-\theta)^2$

其中 $\theta (0 < \theta < 1)$ 是未知参数, 已知来自总体 X 的样本值为 1, 2, 1. 求 θ 的矩估计值和最大似然估计值.

解: $E(X) = -2\theta + 3, \bar{x} = \frac{4}{3}$, 令 $E(X) = \bar{x}$, 解得 θ 的矩估计值为 $\hat{\theta}_1 = \frac{5}{6}$.

似然函数为 $L(\theta) = 2\theta^5(1-\theta)$, $\ln L(\theta) = \ln 2 + 5\ln \theta + \ln(1-\theta)$,

$$\text{令 } \frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = \frac{5}{\theta} - \frac{1}{1-\theta} = 0,$$

解得 θ 的最大似然值为 $\hat{\theta}_2 = \frac{5}{6}$.

2. 设某种元件的使用寿命 X 的概率密度为

$$f(x; \theta) = \begin{cases} 2e^{-2(x-\theta)}, & x \geq \theta, \\ 0, & x < \theta. \end{cases}$$

其中 $\theta > 0$ 为未知参数, 又设 x_1, x_2, \dots, x_n 是 X 的一组样本观测值, 求参数 θ 的最大似然估计值

解: 似然函数

$$L(\theta) = \begin{cases} 2^n e^{-2\sum_{i=1}^n (x_i - \theta)}, & x_i \geq \theta (i=1, 2, \dots, n), \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

$$\text{当 } x_i \geq \theta (i=1, 2, \dots, n) \text{ 时, } \frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = 2n > 0$$

又 $\theta \leq x_i (i=1, 2, \dots, n)$ 时, $L(\theta) > 0$, 故 $\theta = \min\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ 时, $L(\theta)$ 取最大值, 所以 θ 的最大似然估计值为 $\hat{\theta} = \min\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$

3. 设总体 X 的分布函数为

$$F(x; \beta) = \begin{cases} 1 - \left(\frac{1}{x}\right)^\beta, & x > 1, \\ 0, & x \leq 1. \end{cases}$$

其中参数 $\beta > 1$ 是未知参数, 又 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的随机样本, (1) 求 X 的概率密度函数 $f(x; \beta)$; (2) 求参数 β 的矩估计量; (3) 求参数 β 的最大似然估计量.

解: 由题意

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

$$(2) EX = \int_1^{+\infty} x \cdot \frac{\beta}{x^{\beta+1}} dx = \frac{\beta}{\beta-1} = \bar{X} \Rightarrow \hat{\beta} = \frac{\bar{X}}{\bar{X}-1}.$$

(3) 设 x_1, \dots, x_n 为一组样本值, 似然函数为

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

$$\text{当 } x_i > 1 \text{ 时, } \ln L(\beta) = n \ln \beta - (\beta+1) \ln(x_1 \cdots x_n)$$

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

$$\text{得 } \beta \text{ 的最大似然估计量为 } \hat{\beta} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln X_i}.$$

四、证明题

1. 设总体 X 的均值 $\mu = E(X)$ 及方差 $\sigma^2 = D(X) > 0$ 都存在, μ 与 σ^2 均未知,

X_1, X_2, \dots, X_n 是 X 的样本, 试证明不论总体 X 服从什么分布, 样本方差

$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 都是总体方差 $\sigma^2 = D(X)$ 的无偏估计.

证明: 教材 145~146 页.

2. 设 X_1, X_2, X_3 是总体 X 的样本, $E(X) = \mu$, $D(X) = \sigma^2$ 存在, 证明估计量

$$\widehat{\mu}_1 = \frac{2}{3}X_1 + \frac{1}{6}X_2 + \frac{1}{6}X_3, \quad \widehat{\mu}_2 = \frac{1}{4}X_1 + \frac{1}{2}X_2 + \frac{1}{4}X_3, \quad \widehat{\mu}_3 = \frac{3}{5}X_1 + \frac{1}{5}X_2 + \frac{1}{5}X_3$$

都是总体 X 的均值 $E(X)$ 的无偏估计量; 并判断哪一个估计量更有效.

$$\text{证明: } E(\widehat{\mu}_i) = \mu, D(\mu_1) = \frac{1}{2}\sigma^2, D(\mu_2) = \frac{3}{8}\sigma^2, D(\mu_3) = \frac{11}{25}\sigma^2,$$

因为 $D(\mu_2)$ 最小, 所以 $\widehat{\mu}_2 = \frac{1}{4}X_1 + \frac{1}{2}X_2 + \frac{1}{4}X_3$ 更有效.

3. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的一组简单随机样本, 记 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$,

$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$, 统计量 $T = \bar{X}^2 - \frac{1}{n}S^2$, 证明 T 是 μ^2 的无偏估计量.

$$\text{解: (1) } ET = E(\bar{X}^2) - \frac{1}{n}E(S^2) = D\bar{X} + (E\bar{X})^2 - \frac{1}{n}E(S^2) = \mu^2 + \frac{1}{n}\sigma^2 - \frac{1}{n}\sigma^2 = \mu^2,$$

所以 T 是 μ^2 的无偏估计量.

第八次作业

一、填空题

1. 应填 $\frac{\sqrt{n-1}}{Q}(\bar{X} - \mu_0)$.

2. 应填 α .

3. 应填 $\chi^2 \geq \chi_\alpha^2(n)$.

4. 应填 $|u| \geq u_{\frac{\alpha}{2}}$.

二、选择题

1. (B). 2. (C). 3. (C). 4. (B).

三、计算题

1. 某车间用一台包装机包装葡萄糖，包得的袋装葡萄糖的净重 X （单位 kg）是一个随机变量，它服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ ，当机器工作正常时，其均值为 0.5kg，根据经验知标准差为 0.015 kg（保持不变），某日开工后，为检验包装机的工作是否正常，从包装出的葡萄糖中随机地抽取 9 袋，称得净重为

0.497 0.506 0.518 0.524 0.498 0.511 0.520 0.515 0.512

试在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下检验机器工作是否正常.

解：按题意需要检验

$$H_0: \mu = 0.5, \quad H_1: \mu \neq 0.5,$$

$$\text{检验统计量 } u = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} = \frac{\bar{x} - 0.5}{0.015/\sqrt{9}} \sim N(0,1),$$

$$\text{拒绝域 } W = \left\{ |u| \geq u_{\frac{\alpha}{2}} \right\} = \{ |u| \geq 1.96 \},$$

$$\text{经计算 } u = \frac{\bar{x} - 0.5}{0.015/\sqrt{9}} = 2.2 > 1.96,$$

故拒绝原假设，即认为机器工作不正常.

2. 设某次考试的考生成绩服从正态分布，从中随机抽取 36 位考生的成绩，算得平均成绩为 66.5 分，标准差为 15 分，问在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 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.

解：设这次考试的考生成绩为 X ，则 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$.

$$H_0: \mu = 70, \quad H_1: \mu \neq 70,$$

$$\text{检验统计量 } t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1),$$

$$\text{拒绝域 } W = \left\{ |t| \geq t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \right\} = \left\{ |t| \geq t_{0.025}(35) = 2.0301 \right\},$$

经计算 $t = -1.4$,

故接受原假设，即可以认为这次考试全体考生的平均成绩为 70 分.

3. 设有甲、乙两种零件，彼此可以代用，但乙种零件比甲种零件制造简单，造价低，经过试验获得抗压强度（单位： kg/cm^2 ）为

甲种零件：88, 87, 92, 90, 91,

乙种零件：89, 89, 90, 84, 88.

假设甲乙两种零件的抗压强度均服从正态分布，且方差相等，试问两种零件的抗压强度有无显著差异（取 $\alpha = 0.05$ ）？

解：本题是在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下，检验假设

$$H_0: \mu_1 = \mu_2, \quad H_1: \mu_1 \neq \mu_2,$$

$$\text{检验统计量 } t = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - 0}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2),$$

$$\text{拒绝域 } W = \left\{ |t| \geq t_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2) \right\} = \left\{ |t| \geq t_{0.025}(8) = 2.3060 \right\},$$

经计算 $t = 0.724$,

故接受原假设，即认为两种零件的抗压强度无显著差异.

4. 某无线电厂生产的一种高频管，其中一项指标服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ ，从一批产品中抽取 8 只，测得该指标数据如下：

66, 43, 70, 65, 55, 56, 60, 72,

(1) 总体均值 $\mu = 60$ ，检验 $\sigma^2 = 8^2$ （取 $\alpha = 0.05$ ）；

(2) 总体均值 μ 未知时，检验 $\sigma^2 = 8^2$ （取 $\alpha = 0.05$ ）.

解：本题是在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下，检验假设

$$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2 = 8^2, \quad H_1: \sigma^2 \neq 8^2,$$

(1) 均值 $\mu = 60$ 时, 检验统计量 $\chi^2 = \frac{1}{\sigma_0^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \sim \chi^2(n)$,

拒绝域:

$$W = \left\{ \chi^2 \geq \chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n) \cup \chi^2 \leq \chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(n) \right\} = \left\{ \chi^2 \geq \chi^2_{0.025}(8) = 17.535 \cup \chi^2 \leq \chi^2_{0.975}(8) = 2.182 \right\},$$

经计算 $\chi^2 = 10.3281$,

故接受原假设, 即认为 $\sigma^2 = 8^2$.

(2) 均值 μ 未知时, 检验统计量 $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \sim \chi^2(n-1)$,

拒绝域:

$$W = \left\{ \chi^2 \geq \chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \cup \chi^2 \leq \chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1) \right\} = \left\{ \chi^2 \geq \chi^2_{0.025}(7) = 16.013 \cup \chi^2 \leq \chi^2_{0.975}(7) = 1.690 \right\},$$

经计算 $\chi^2 = 10.2017$,

故接受原假设, 即认为 $\sigma^2 = 8^2$.

综合练习一

一、填空题

1. 0.61. 2. $1/3$ 3. $F(x) = \begin{cases} \frac{1}{x^2+1}, & x < 0 \\ 1, & x \geq 0 \end{cases}$ 4. $1/2e$ 5. $\frac{\sigma^2}{n}$.

6. $\left(\bar{X} - t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}}, \bar{X} + t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}} \right)$

二、单项选择题

1. A 2. C 3. B 4. B 5. D 6. D

三、按照要求解答下列各题

1. 解: (1) 由全概率公式

$$P(B_1) = P(A_1) \cdot P(B_1 | A_1) + P(A_2) \cdot P(B_1 | A_2)$$

$$= 0.7 \times 0.8 + 0.3 \times 0.2 = 0.62$$

$$P(B_2) = 0.7 \times 0.1 + 0.3 \times 0.7 = 0.28$$

$$P(B_3) = 0.7 \times 0.1 + 0.3 \times 0.1 = 0.1$$

- (2) 由贝叶斯公式得

$$P(A_2 | B_3) = \frac{P(A_2)P(B_3 | A_2)}{P(A_1)P(B_3 | A_1) + P(A_2)P(B_3 | A_2)}$$

$$= \frac{0.3 \times 0.1}{0.7 \times 0.1 + 0.3 \times 0.1} = 0.3$$

2. 解: (1) $F(-\infty) = 0, F(+\infty) = 1$ 得,

$$A + B\left(-\frac{\pi}{2}\right) = 0, A + B\left(\frac{\pi}{2}\right) = 1, \text{得 } A = \frac{1}{2}, B = \frac{1}{\pi}$$

$$P(-1 < x < 1) = F(1) - F(-1)$$

$$(2) = \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \cdot \frac{\pi}{4}\right) - \left(\frac{1}{2} - \frac{1}{\pi} \cdot \frac{\pi}{4}\right) = \frac{1}{2}$$

(3) X 的概率密度函数 $f(x) = F'(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)}, -\infty < x < +\infty$

3. 解: (1)

$\begin{matrix} X \\ Y \end{matrix}$	-1	0	1	$P_{\cdot j}$
0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$
1	0	$\frac{1}{2}$	0	$\frac{1}{2}$
$P_{i \cdot}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$	1

(2) 由 X 和 Y 的联合分布律和边缘分布律可知

$$P\{X = -1, Y = 0\} = \frac{1}{4}, \quad P\{X = -1\} \cdot P\{Y = 0\} = \frac{1}{4} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{8}$$

所以 X 和 Y 不相互独立。

4. 解: (1) 由 $EX = 1, DX = 9, EY = 0, DY = 16,$

$$\text{得 } EZ = E\left(\frac{X}{3} + \frac{Y}{2}\right) = \frac{1}{3}EX + \frac{1}{2}EY = \frac{1}{3},$$

$$DZ = D\left(\frac{X}{3} + \frac{Y}{2}\right) = D\left(\frac{X}{3}\right) + D\left(\frac{Y}{2}\right) + 2\text{Cov}\left(\frac{X}{3}, \frac{Y}{2}\right)$$

$$= \frac{1}{9}DX + \frac{1}{4}DY + \frac{1}{3}\text{Cov}(X, Y)$$

$$= \frac{1}{9}DX + \frac{1}{4}DY + \frac{1}{3}\rho_{XY}\sqrt{DX}\sqrt{DY} = 1 + 4 - 2 = 3$$

$$\text{Cov}(X, Z) = \text{Cov}\left(X, \frac{X}{3} + \frac{Y}{2}\right) = \frac{1}{3}\text{Cov}(X, X) + \frac{1}{2}\text{Cov}(X, Y)$$

(2)

$$= \frac{1}{3}DX + \frac{1}{2}\rho_{XY}\sqrt{DX}\sqrt{DY} = 3 - 3 = 0$$

所以 $\rho_{XY} = 0$

(3) 由于二维正态随机变量相关系数为零和相互独立两者是等价的结论, 可知 X 与 Z 是相互独立的。

5. 解: 由于

$$\mu_1 = EX = \int_0^1 \sqrt{\theta} x^{\sqrt{\theta}} dx = \frac{\sqrt{\theta}}{\sqrt{\theta}+1}$$

令 $\mu_1 = A_1$, 即

$$\text{解得 } \theta \text{ 的矩估计量为 } \hat{\theta} = \left(\frac{\bar{X}}{1-\bar{X}} \right)^2$$

设 x_1, x_2, \dots, x_n 为样本值, 似然函数为

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta) = \prod_{i=1}^n \sqrt{\theta} x_i^{\sqrt{\theta}-1} = \theta^{\frac{n}{2}} (\prod_{i=1}^n x_i)^{\sqrt{\theta}-1}$$

取对数, 得

$$\ln L(\theta) = \frac{n}{2} \ln \theta + (\sqrt{\theta} - 1) \sum_{i=1}^n \ln x_i$$

$$\text{令 } \frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = \frac{n}{2} \cdot \frac{1}{\theta} + \frac{1}{2\sqrt{\theta}} \sum_{i=1}^n \ln x_i = 0$$

$$\text{解得 } \theta \text{ 的最大似然估计值为 } \hat{\theta} = \frac{n^2}{(\sum_{i=1}^n \ln x_i)^2},$$

$$\theta \text{ 的最大似然估计量为 } \hat{\theta} = \frac{n^2}{(\sum_{i=1}^n \ln X_i)^2}$$

四、按照要求解答下列各题

1. 解: 设 Y 的分布函数为 $F_Y(y) = P\{Y \leq y\}$.

当 $y < 0$ 时, $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{X^2 \leq y\} = 0$,

当 $y \geq 0$ 时, $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{X^2 \leq y\} = F_X(\sqrt{y}) - F_X(-\sqrt{y})$,

因此 Y 的概率密度函数为 $f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{y}} e^{-\sqrt{y}}, & y > 0, \\ 0, & y < 0. \end{cases}$

2. 解: $D(\hat{\theta}_1) = D(2\bar{X}) = 4D(\bar{X}) = 4 \frac{D(X)}{n} = 4 \frac{\theta^2}{12n} = \frac{\theta^2}{3n}$,

记 $Y = \max(X_1, X_2, \dots, X_n)$, 则 $\hat{\theta}_2 = \frac{n+1}{n}Y$

$$\text{由 } f_Y(y) = \begin{cases} \frac{ny^{n-1}}{\theta^n} & 0 < y < \theta \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} E(Y) = \int_0^\theta y \frac{ny^{n-1}}{\theta^n} dy = \frac{n}{n+1}\theta \\ E(Y^2) = \int_0^\theta y^2 \frac{ny^{n-1}}{\theta^n} dy = \frac{n}{n+2}\theta^2 \end{cases}$$

$$\text{于是 } D(\hat{\theta}_2) = \frac{(n+1)^2}{n^2} D(Y) = \frac{(n+1)^2}{n^2} [E(Y^2) - E^2(Y)] = \frac{\theta^2}{n(n+2)}.$$

因为 $D(\hat{\theta}_2) = \frac{\theta^2}{n(n+2)} < \frac{\theta^2}{3n} = D(\hat{\theta}_1)$, 所以 $\hat{\theta}_2$ 比 $\hat{\theta}_1$ 更有效

综合练习二

一、填空题

1. 0.58; 2. 0.18 ; 3. $f_Y(y) = \begin{cases} \frac{y-1}{2} & 1 < y < 3 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$; 4. $\frac{1}{9}$; 5. (4.71, 5.69);

6. $\frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma} \sqrt{n}.$

二、单项选择题

1. B 2. C 3. A 4. C 5. D 6. D

三、解答下列各题

1. 解: (1)

X	0	1	2
P	$\frac{1}{6}$	$\frac{2}{3}$	$\frac{1}{6}$

(2) 设 B_i 为从甲箱中取出2件含有*i*件次品的事件 ($i=0, 1, 2$) , A 为从乙箱中任取一件是次品的事件, 由全概率公式

$$P(A) = P(A|B_0) \cdot P(B_0) + P(A|B_1) \cdot P(B_1) + P(A|B_2) \cdot P(B_2)$$

$$= 0 + \frac{1}{4} \times \frac{2}{3} + \frac{2}{4} \times \frac{1}{6} = \frac{1}{4}.$$

2. 解 (1) X 的分布函数为

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \begin{cases} \frac{1}{2}e^x, & x < 0, \\ 1 - \frac{1}{2}e^{-x}, & x \geq 0. \end{cases}$$

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

$$D(X) = E(X^2) - E^2(X) = 2.$$

3. 解 (1) 二维离散型随机变量 (X_1, X_2) 的联合概率分布为

$X_1 \backslash X_2$	0	1
0	0.1	0.1
1	0.8	0

$$(2) E(X_1) = 0.8, E(X_2) = 0.1, E(X_1 X_2) = 0, D(X_1) = 0.16, D(X_2) = 0.09$$

$$\text{Cov}(X_1, X_2) = E(X_1 X_2) - E(X_1)E(X_2) = -0.08.$$

$$4. \text{ 解 } E(\bar{T}_1 - \bar{T}_2) = 0, D(\bar{T}_1 - \bar{T}_2) = \frac{25}{20} + \frac{25}{12} = \frac{10}{3}, \bar{T}_1 - \bar{T}_2 \sim N(0, \frac{10}{3}),$$

$$P\{|\bar{T}_1 - \bar{T}_2| > 1\} = 1 - P\{|\bar{T}_1 - \bar{T}_2| \leq 1\} = 2 - 2\Phi(\sqrt{\frac{3}{10}}) = 0.5824.$$

$$5. \text{ 解 } \text{ 由 } \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1), \text{ 得}$$

$$E(S^2) = \sigma^2 = 4, D(S^2) = \frac{2\sigma^4}{n-1} = 4,$$

又因 \bar{X}^2 与 $(S^2)^2$ 相互独立, $E(\bar{X}) = 1, D(\bar{X}) = 4/9$, 从而

$$\begin{aligned} E[(\bar{X}S^2)^2] &= E[\bar{X}^2]E[(S^2)^2] \\ &= \{D(\bar{X}) + [E(\bar{X})]^2\}\{D(S^2) + [E(S^2)]^2\}, \\ &= \left(\frac{\sigma^2}{n} + \mu^2\right)\left(\frac{2\sigma^4}{n-1} + \sigma^4\right) = \frac{260}{9}. \end{aligned}$$

四、解答下列各题

$$1. \text{ 解 } (1) \text{ 由 } \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1, \text{ 有}$$

$$C \int_0^1 dx \int_0^2 x dy = C = 1.$$

$$(2) P\{X + Y > 1\} = 1 - \int_0^1 x dx \int_0^{1-x} dx = \frac{5}{6}$$

(3) 因为

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} 2x, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

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

显然, 对任意实数 x 和 y , 都有 $f(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$

所以 X 与 Y 相互独立.

$$2. \text{ 解 (1) } E(X) = \int_0^1 x \frac{1}{\theta} x^{\frac{1-\theta}{\theta}} dx = \frac{1}{\theta+1} \dots\dots 2 \text{ 分}$$

$$\text{令 } E(X) = \bar{X} \Rightarrow \theta \text{ 的矩估计量 } \hat{\theta} = \frac{1-\bar{X}}{\bar{X}}.$$

(2) 设 x_1, \dots, x_n 为一组样本值

$$\text{似然函数为 } L(\theta) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\theta} x_i^{\frac{1-\theta}{\theta}} = \left(\frac{1}{\theta}\right)^n \left(\prod_{i=1}^n x_i\right)^{\frac{1-\theta}{\theta}}, \quad 0 < x_1, \dots, x_n < 1$$

$$\text{取对数 } \ln L(\theta) = -n \ln \theta + \frac{1-\theta}{\theta} \ln\left(\prod_{i=1}^n x_i\right),$$

$$\text{令 } \frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = 0 \text{ 即 } -\frac{n}{\theta} - \frac{1}{\theta^2} \sum_{i=1}^n \ln x_i = 0, \text{ 得 } \hat{\theta} = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln x_i.$$

$$\text{最大似然估计量为 } \hat{\theta} = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln X_i.$$