

2021-2022 第二学期概率统计期末考试说明

考试内容：教材第 1.1-7.2 章。以下内容不考察：

第三章： 3.4 连续型随机变量的乘法、除法函数；

第四章： 4.1.4 条件数学期望；

4.3.3 协方差矩阵与相关系数矩阵；

第六章： 6.1.3 经验分布函数；

6.4.3 分位数；

第七章： 7.2.3 相合性。

考试题型：分基础计算、简答题、综合计算、证明四类题型，总分 100 分。

1、**基础计算：**4 个小题，每小题 5 分，共计 20 分。

2、**简答题：**4 个小题，每小题 5 分，共计 20 分。

3、**综合计算题：**6 个小题，每小题 9 分，共计 54 分。

3、**证明题：**1 个题，计 6 分。

复习题一

一、基础计算题 (共 4 题, 每题 5 分, 共 20 分).

1. 从 6 副不同的手套中任意地取 4 只, 求其中至少有两只手套配成一副的概率。
2. 已知某类元件的使用寿命 $T \sim E\left(\frac{1}{10000}\right)$ (单位: h)。某系统独立地使用 10 个这种元件, 求在 5000 h 内这些元件不必更换的个数 X 的分布律。
3. 已知二维随机变量 $(X, Y) \sim N(-1, 5, 16, 49, 0)$, 求 $D\left(\frac{X+1}{4}\right), E(XY^2)$ 。
4. 假设总体 X 服从正态分布 $N(\mu, 2^2)$, 现抽取容量为 n 的样本 X_1, X_2, \dots, X_n , 样本均值记为 \bar{X} . 求满足 $P\{|\bar{X} - \mu| \geq 0.1\} \leq 0.05$ 的最小样本容量 n 。

(可能用到的标准正态分布的分布函数值: $\Phi(1.645) = 0.95, \Phi(1.96) = 0.975$)

二、简答题 (共 4 题, 每题 5 分, 共 20 分). 请根据课程内容做出清晰的表述与推导; 需要作判断的题目请通过推导或

者举反例等方式给出你的理由。

1. 对三个事件 A, B, C , 试问 $A - (B - C) = (A - B) + C$ 是否成立? 请证明或举例说明。
2. 已知 $f_1(x), f_2(y)$ 分别是某一维随机变量的概率密度函数, 若要使得二元函数 $f(x, y) = f_1(x)f_2(y) - h(x, y)$ 成为某二维随机变量的概率密度函数, 则 $h(x, y)$ 必须满足的充分必要条件是什么? 请写出你的推导。
3. 请完整描述切比雪夫不等式, 包括它的成立条件、主要结论, 并说说该不等式在应用中的优点。
4. 设总体 $X \sim N(0, 2^2)$, X_1, X_2, \dots, X_6 是其简单随机样本。记

$Z = \frac{X_1^2 + X_2^2}{X_3^2 + X_4^2 + X_5^2 + X_6^2}$, 则统计量 $\frac{1}{2Z}$ 服从什么分布? 写出你的理由。

三、综合计算题 (共 6 题, 每题 9 分, 共 54 分)

1. 猎人在距离 100 米处射击一动物, 击中的概率为 0.6; 如果第一次未击中, 则进行第二次射击, 但由于动物逃跑而使距离变为 150 米; 如果第二次又未击中, 则进行第三次射击, 这时距离变为 200 米。假定击中的概率与距离成反比, 求猎人三次之内击中动物的概率。

2. 已知随机变量 $X \sim N(0, 1)$, 记 $Y = 2X^2 + 1$. 求 (1) Y 的概率密度函数; (2)

$P\{1 < Y < 9\}$. (可能用到的标准正态分布的分布函数值 $\Phi(2) = 0.977$.)

3. 设二维随机变量 (X, Y) 的联合密度函数为

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

求 (1) A 的值; (2) 边缘概率密度 $f_Y(y)$; (3) $P\left\{x < \frac{1}{3} \mid 0 < y < 1\right\}$.

4. 已知随机变量 $U_i (i=1, 2, 3)$ 相互独立且都服从参数为 $\frac{1}{3}$ 的 0-1 分布。令

$$X = \begin{cases} 0, & \text{若 } U_1 + U_2 \text{ 为偶数,} \\ 1, & \text{若 } U_1 + U_2 \text{ 为奇数,} \end{cases} \quad Y = \begin{cases} 0, & \text{若 } U_2 + U_3 \text{ 为偶数,} \\ 1, & \text{若 } U_2 + U_3 \text{ 为奇数.} \end{cases}$$

试求 (1) (X, Y) 的联合分布律; (2) 相关系数 ρ_{XY} .

5. 设随机变量 X 与 Y 相互独立, 且其概率密度函数分别为

$$f_X(x) = \begin{cases} 1, & 0 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}, \quad f_Y(y) = \begin{cases} 2y, & 0 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}.$$

求随机变量 $Z = X - Y$ 的概率密度函数。

6. 设总体 $X \sim P(\lambda)$, $\lambda > 0$, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的一个样本, 求参数 λ 的矩估计量和最大似然估计量。

四、证明题: (共 1 题, 共 6 分)

已知随机变量 X 的概率密度函数 $f(x)$ 为偶函数, $F(x)$ 为 X 的分布函数,

证明: 对任意的 $x \in (-\infty, +\infty)$, 有 $F(x) + F(-x) = 1$.

复习题二

一、基础计算题 (共 4 题, 每题 5 分, 共 20 分).

1. 某人独立的朝一目标射击三次。用 A_i 表示事件“第 i 次击中, $i=1,2,3$ ”, 每次击中的概率为 p ($0 < p < 1$), 求 $P(\overline{A_1 \cup A_2} | A_3)$.

2. 已知随机变量 X, Y 相互独立。若 X 服从参数为 2 的泊松分布, $Y \sim B(4, \frac{1}{4})$, 又设 $Z = 2X - Y$. 求 EZ, DZ .

3. 设随机变量 X 与 Y 独立同分布, 且 $X \sim E(\frac{1}{2})$. 计算概率 $P\{\max(X, Y) \geq 2\}$.

4. 设总体 X 的期望 $EX = 1$, 方差 $DX = 4$, X_1, X_2, \dots, X_{10} 为来自该总体的样本,

$\bar{X} = \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} X_i$ 为样本均值, 试用切比雪夫不等式估计概率 $P\{|\bar{X} - 1| \geq 2\}$.

二、简答题 (共 4 题, 每题 5 分, 共 20 分).

1. 试描述两个事件相互独立和两个事件互不相容的关系, 并证明或举例说明你的结论。

2. 已知随机变量 X, Y 相互独立, 并且都服从 $(0,1)$ 上的均匀分布, 试求 $Z=X+Y$ 的概率密度函数。

3. 设 $f_1(x)$ 为标准正态分布的概率密度, $f_2(x)$ 为 $[-1,3]$ 上均匀分布的概率密度, 若已知

$f(x) = \begin{cases} af_1(x), & x \leq 0, \\ bf_2(x), & x > 0, \end{cases}$ ($a > 0, b > 0$) 为概率密度, 则常数 a 与 b 需满足什么条件?

4. 设随机变量 $X \sim N(0,1)$, $Y \sim \chi^2(4)$, 且 X 与 Y 相互独立, 则统计量 $T = \frac{2X}{\sqrt{Y}}$ 服

从什么分布? 说明你的理由。

三、综合计算题 (共 6 题, 每题 9 分, 共 54 分)

1. 一种用来检验 50 岁以上的人是否患有关节炎的检验方法。对于确实患关节炎的病人有 85% 的给出了正确的结果; 而对于已知未患关节炎的人有 4% 会认为他患关节炎。已知人群中 10% 的人患有关节炎。试求一名被检验者经检验后, 认为他没有关节炎, 而事实上他却有关节炎的概率。

2. 已知连续型随机变量 X 的分布函数为 $F_X(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 1, \\ 1 - x^{-1}, & 1 < x, \end{cases}$, 又设 $Y = \ln X$.

(1) 求 Y 的概率密度函数 $f_Y(y)$; (2) 计算 $\sum_{k=1}^{+\infty} P(Y \geq k)$.

3. 设二维随机变量 (X, Y) 的联合概率密度为

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

求: (1) 常数 A ; (2) $P(X+Y \geq 1)$; (3) 边缘概率密度 $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$, 并判断随机变量 X 与 Y 是否相互独立。

4. 已知 A, B 为相互独立的随机事件, $P(A) = \frac{1}{2}$. 若 A 发生且 B 不发生与 B 发生且 A 不发生的概率相等, 记随机变量

$$X = \begin{cases} 0, & A \text{ 不发生,} \\ 1, & A \text{ 发生,} \end{cases} \quad Y = \begin{cases} 0, & \overline{AB} \text{ 不发生,} \\ 1, & AB \text{ 发生,} \end{cases}$$

(1) 求 (X, Y) 的联合分布律并判断 X 与 Y 是否相互独立; (2) 求 X 与 Y 的相关系数。

5. 设随机变量 X 与 Y 相互独立, 随机变量 $Z = XY$, 且 $X \sim B(1, 0.5)$, $Y \sim N(0, 1)$.

求 (1) 概率 $P\{X+Y \leq 1\}$; (2) 随机变量 Z 的分布函数 $F_Z(z)$.

6. 设总体 X 的概率密度为:
$$f(x; \theta) = \begin{cases} \theta, & 0 < x < 1, \\ 1-\theta, & 1 \leq x < 2, \\ 0, & \text{others,} \end{cases}$$

其中 θ 是未知参数 ($0 < \theta < 1$), X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的一个简单随机样本, 记 N 为样本值 x_1, x_2, \dots, x_n 中小于 1 的个数. 求 (1) θ 的矩估计量; (2) θ 的极大似然估计量.

四、证明题: (共 1 题, 共 6 分)

设随机变量 X, Y 相互独立且它们的方差都存在. 请证明下述等式

$$D(XY) = D(X)D(Y) + (EX)^2 D(Y) + (EY)^2 D(X).$$

复习题一参考解答

一、基础计算题

$$1. \quad P(A) = 1 - \frac{C_6^4 C_2^1 C_2^1 C_2^1 C_2^1}{C_{12}^4} = \frac{17}{33}.$$

$$2. \quad P\{T > 5000\} = \int_{5000}^{+\infty} \frac{1}{10000} e^{\frac{-t}{10000}} dt = e^{-1/2}.$$

$$P\{X = k\} = C_{10}^k e^{-k/2} (1 - e^{-1/2})^{10-k}, \quad k = 0, 1, 2, \dots, 10.$$

$$3. \quad D\left(\frac{X+1}{4}\right) = \frac{1}{16} DX = 1.$$

$$EY^2 = DY + (EY)^2 = 49 + 25 = 74,$$

$$E(XY^2) = EX \cdot EY^2 = -74.$$

$$4. \quad \frac{\bar{X} - \mu}{2/\sqrt{n}} \sim N(0, 1), \quad P\{|\bar{X} - \mu| \geq 0.1\} = P\left\{\frac{|\bar{X} - \mu|}{2/\sqrt{n}} \geq 0.05\sqrt{n}\right\} \leq 0.05,$$

根据标准正态分布的性质有 $2\Phi(0.05\sqrt{n}) - 1 \geq 0.95$,

推出 $0.05\sqrt{n} \geq 1.96$, $n \geq 1537$. 即满足条件的最小样本容量为 1537.

二、简答题

1. 不成立。 $A - (B - C) = A\overline{B}C = A(\overline{B} + C) = A\overline{B} + AC$, $(A - B) + C = A\overline{B} + C$,
可以看出二者不一定成立。 注：举例说明也可以。

2. (1) 由 $f(x, y) \geq 0$, 推得 $h(x, y) \leq f_1(x)f_2(y)$;

$$(2) \text{ 由 } \iint_{R^2} f(x, y) dx dy = 1, \text{ 推得 } \int_R f_1(x) dx \int_R f_2(y) dy - \iint_{R^2} h(x, y) dx dy = 1,$$

$$\text{即 } \iint_{R^2} h(x, y) dx dy = 0.$$

以上两个条件是 $h(x, y)$ 需满足的充分必要条件。

3. 切比雪夫不等式：若随机变量 X 的期望 EX 和方差 DX 都存在，则
对任意的 $\varepsilon > 0$, 有

$$P\{|X - EX| \leq \varepsilon\} \geq 1 - \frac{DX}{\varepsilon^2}.$$

该不等式在应用中不需要清楚随机变量的具体分布情况，只需知道其数字特征就可以估计随机变量取值规律。同时，它也是大数定律的理论基础。

$$4. \text{ 因 } U = \frac{X_1^2 + X_2^2}{4} \sim \chi^2(2), \quad V = \frac{X_3^2 + X_4^2 + X_5^2 + X_6^2}{4} \sim \chi^2(4),$$

$$\text{所以, } \frac{1}{2Z} = \frac{V/4}{U/2} \sim F(4, 2).$$

三、综合计算题

1. 解: 记 $A_i = \{\text{第 } i \text{ 次击中目标}\}$, 则事件 $B = \{\text{三次之内击中目标}\}$ 可表示为

$$B = A_1 + \overline{A_1}A_2 + \overline{A_1}\overline{A_2}A_3$$

据已知可得 $P(A_1) = 0.6, P(A_2) = 0.4, P(A_3) = 0.3$.

$$\begin{aligned} P(B) &= P(A_1) + P(\overline{A_1}A_2) + P(\overline{A_1}\overline{A_2}A_3) \\ &= 0.6 + 0.4 \cdot 0.4 + 0.4 \cdot 0.6 \cdot 0.3 = 0.832. \end{aligned}$$

2. 解: (1) Y 的分布函数为 $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{2X^2 + 1 \leq y\}$

若 $y \leq 1$, 则 $F_Y(y) = 0, f_Y(y) = 0$;

$$\text{若 } y > 1, \text{ 则 } F_Y(y) = P\left\{-\sqrt{\frac{y-1}{2}} \leq X \leq \sqrt{\frac{y-1}{2}}\right\},$$

此时密度函数为

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \frac{dF_Y(y)}{dy} = \frac{1}{2\sqrt{2(y-1)}} \left(f_X\left(\sqrt{\frac{y-1}{2}}\right) + f_X\left(-\sqrt{\frac{y-1}{2}}\right) \right) \\ &= \frac{1}{2\sqrt{\pi}} (y-1)^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{y-1}{4}}. \end{aligned}$$

$$\text{综上, } Y \text{ 的密度函数为 } f_Y(y) = \begin{cases} 0, & y \leq 1, \\ \frac{1}{2\sqrt{\pi}} (y-1)^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{y-1}{4}}, & y > 1. \end{cases}$$

$$(2) \quad P\{1 < Y < 9\} = P\{-2 < X < 2\} = 2\Phi(2) - 1 = 0.954.$$

3. 解: (1) 由规范性, $\int_0^1 dx \int_{-x}^x Axdy = 1$, 得 $A = \frac{3}{2}$.

(2) 随机变量 Y 的概率密度函数为

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \frac{3}{4}(1-y^2), & -1 < y < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

(3) 略。

4. 解: (1) (X, Y) 的联合分布律为

$X \backslash Y$	0	1
0	$1/3$	$2/9$
1	$2/9$	$2/9$

$$(2) \quad EX = \frac{4}{9}, \quad DX = \frac{20}{81}, \quad EY = \frac{4}{9}, \quad DY = \frac{20}{81}, \quad EXY = \frac{2}{9}, \quad Cov(X, Y) = \frac{2}{81},$$

$$\rho_{XY} = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{DX \cdot DY}} = \frac{2/81}{20/81} = \frac{1}{10}.$$

5. 解: 先求出 $U = -Y$ 的密度函数为 $f_U(u) = \begin{cases} -2u, & -1 \leq u \leq 0, \\ 0, & \text{others.} \end{cases}$

$Z = X - Y = X + U$ 的密度函数为

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) f_U(z-x) dx$$

其中, 被积函数 $f_X(x) f_U(z-x) = \begin{cases} 2(x-z), & 0 \leq x \leq 1, x-1 \leq z \leq x, \\ 0, & \text{others} \end{cases}$.

由此可得, $f_Z(z) = \begin{cases} 1-z^2, & -1 \leq z \leq 0, \\ (1-z)^2, & 0 < z \leq 1, \\ 0, & \text{others.} \end{cases}$

6. 解: (1) 因 $EX = \lambda$, 故 λ 的矩估计量可选为 $\hat{\lambda} = \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$.

(2) 根据题意可得似然函数为 $L(\lambda) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{\lambda^{x_i}}{x_i!} e^{-\lambda} \right) = e^{-n\lambda} \frac{\lambda^{\sum_{i=1}^n x_i}}{\prod_{i=1}^n x_i!}$,

所以 $\ln L(\lambda) = -n\lambda + \sum_{i=1}^n x_i \ln \lambda - \ln \sum_{i=1}^n x_i!$. 由 $\frac{d \ln L}{d\lambda} = 0$,

得 $-n + \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{\lambda} = 0$, 解得 λ 的最大似然估计值为 $\hat{\lambda} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x}$.

故 λ 的最大似然估计量为 $\hat{\lambda} = \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$.

四、证明题

证明: 由

$$F(-x) = \int_{-\infty}^{-x} f(-x) dx = -\int_{+\infty}^x f(t) dt = \int_x^{+\infty} f(t) dt,$$

而

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt,$$

故 $F(-x) + F(x) = \int_x^{+\infty} f(t) dt + \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_{-\infty}^{+\infty} f(t) dt = 1$. 证毕。

复习题二参考解答

一、基础计算题

1. 解: 因为事件 A_1, A_2, A_3 相互独立, 且 $P(A_i) = p, i=1, 2, 3$, 所以

$$P(\overline{A_1 \cup A_2} | A_3) = \frac{P(\overline{A_1 + A_2} A_3)}{P(A_3)} = \frac{P(\overline{A_1} \overline{A_2} A_3)}{P(A_3)} = \frac{P(\overline{A_1}) P(\overline{A_2}) P(A_3)}{P(A_3)} = \frac{(1-p)^2 p}{p} = (1-p)^2$$

2. 解: 因为 X 服从参数为 2 的泊松分布, 随机变量 $Y \sim B(4, \frac{1}{4})$, 且 X 与 Y 相互独,

$$\text{所以 } EX = 2, DX = 2, EY = 1, DY = \frac{3}{4},$$

$$\text{则 } EZ = 2EX - EY = 3, DZ = 4DX + DY = \frac{35}{4}.$$

3. 解: X 与 Y 独立同分布 $P\{\max(X, Y) \geq 2\} = 1 - P\{\max(X, Y) < 2\}$

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

4. 解: $E(\bar{X}) = E(X) = 1, D(\bar{X}) = \frac{1}{10} D(X) = 0.4,$

$$\text{由切比雪夫不等式 } P\{|\bar{X} - 1| \geq 2\} = P\{|\bar{X} - E\bar{X}| \geq 2\} \leq \frac{D\bar{X}}{2^2} = 0.1.$$

二、简答题

1. 解: 两个事件相互独立和两个事件互不相容没有必然的联系。

若 $P(A) > 0, P(B) > 0$, 则两事件互不相容一定不相互独立。反之, 相互独立的两个事件不可能互不相容。事实上, 若两事件 A, B 相互独立则有 $P(AB) = P(A)P(B) > 0$, 即 A, B 不可能互不相容; 若 A, B 互不相容, 则 $P(AB) = 0 \neq P(A)P(B)$ (即 A, B 不相互独立)。

若 $P(A) = 0$ 或者 $P(B) = 0$, 则互不相容的两个事件一定相互独立, 因为 (不妨设) 由 $P(A) = 0$ 可得 $P(AB) = 0 = P(A)P(B)$;

若两事件至少有一个为不可能事件, 则两事件相互独立和互不相容等价。

2. 解: X, Y 相互独立, 并且都服从 $(0, 1)$ 上的均匀分布, $f_X(x) = \begin{cases} 1, & x \in (0, 1) \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$,

所以 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x)f_Y(z-x)dx$, 被积函数的非零区域为

$$\begin{cases} 0 < x < 1 \\ 0 < z-x < 1 \end{cases}.$$

当 $z < 0$ 或 $z \geq 2$ 时, $f_Z(z) = 0$, 当 $0 < z \leq 1$ 时, $f_Z(z) = \int_0^z 1dx = z$,

当 $1 < z < 2$ 时, $f_Z(z) = \int_{z-1}^1 1dx = 2-z$. 所以,

$Z = X + Y$ 的概率密度函数为: $1 < z < 2$ 时, $f_Z(z) = \begin{cases} 0, & \text{其它} \\ z, & 0 \leq z < 1 \\ 2-z, & 1 < z < 2 \end{cases}$.

3. 解: 易见 $f(x) \geq 0$, 由题意

$$f_1(x) = \varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, f_2(x) = \begin{cases} \frac{1}{4}, & -1 \leq x \leq 3, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

因为 $f(x)$ 是概率密度函数, 所以 $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$, 即

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = \int_{-\infty}^0 af_1(x)dx + \int_0^{+\infty} bf_2(x)dx = a\Phi(0) + \int_0^3 \frac{b}{4}dx = \frac{a}{2} + \frac{3b}{4} = 1,$$

故应满足 $2a + 3b = 4$.

4. 解: $X \sim N(0, 1)$, $Y \sim \chi^2(4)$, 且 X 与 Y 相互独立, $T = \frac{2X}{\sqrt{Y}} = \frac{X}{\sqrt{\frac{Y}{4}}} \sim t(4)$.

三、综合计算题

1. 解: 设“一名被检验者经检验认为患有关节炎”记为事件 A , “一名被检验者确实患有关节炎”记为事件 B 。根据全概率公式有

$$P(A) = P(B)P(A|B) + P(\bar{B})P(A|\bar{B}) = 10\% \times 85\% + 90\% \times 4\% = 12.1\%,$$

$$\text{所求条件概率为 } P(B|\bar{A}) = \frac{P(\bar{B}\bar{A})}{P(\bar{A})} = \frac{P(\bar{B})P(\bar{A}|\bar{B})}{1-P(A)} = 1.706\%.$$

即一名被检验者经检验认为没有关节炎而实际却有关节炎的概率为 1.706%.

$$2. \text{ 解: (1) } Y \text{ 的概率密度函数 } f_Y(y) = \begin{cases} 0, & y \leq 0 \\ e^{-y}, & y > 0 \end{cases};$$

$$(2) \quad P(Y = \ln X \geq k) = P(X \geq e^k) = e^{-k}, \text{ 所以 } \sum_{k=1}^{+\infty} P(Y \geq k) = \sum_{k=1}^{+\infty} e^{-k} = \frac{1}{e-1}.$$

$$3. \text{ 解: (1) } 1 = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = \int_0^2 \int_{-x}^x A dy dx = 4A \Rightarrow A = \frac{1}{4},$$

$$(2) \quad P(X+Y \geq 1) = \int_{\frac{1}{2}}^2 \int_{1-x}^x \frac{1}{4} dy dx = \frac{9}{16}$$

(3) 随机变量 X 的边缘概率密度函数为

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_{-x}^x \frac{1}{4} dy = \frac{x}{2}, & 0 < x < 2 \\ 0, & \text{其它} \end{cases},$$

$$\text{同理 } f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_{-y}^2 \frac{1}{4} dy = \frac{2+y}{4}, & -2 \leq y < 0 \\ \int_y^2 \frac{1}{4} dy = \frac{2-y}{4}, & 0 \leq y < 2 \\ 0, & \text{其它} \end{cases},$$

所以在 $0 < x < 2$, $|y| < x$ 内有 $f(x, y) \neq f_X(x)f_Y(y)$, 即 X 与 Y 不相互独立。

4. 解: (1) 根据题意得: $P(\overline{AB}) = P(\overline{A}\overline{B}) \Rightarrow P(A) - P(AB) = P(B) - P(AB)$

$$\Rightarrow P(A) = P(B) = \frac{1}{2},$$

$$\text{所以 } P(X=1, Y=1) = P(A \cap (AB)) = P(AB) = P(A)P(B) = \frac{1}{4},$$

$$P(X=1, Y=0) = P(X=1) - P(X=1, Y=1) = P(A) - \frac{1}{4} = \frac{1}{4}, \quad \text{同理可得}$$

$$P(X=0, Y=1) = P(Y=1) - P(X=1, Y=1) = P(AB) - \frac{1}{4} = P(A)P(B) - \frac{1}{4} = 0,$$

$P(X=0, Y=0) = \frac{1}{2}$, 即 (X, Y) 的联合分布律为

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

因为 $P(X=0, Y=1) = 0 \neq \frac{1}{2} \times \frac{1}{4} = P(X=0) \cdot P(Y=1)$, 所以 X, Y 不相互独立。

$$(2) \quad EX = \frac{1}{2}, EY = \frac{1}{4}, EXY = \frac{1}{4} \Rightarrow Cov = \frac{1}{8},$$

$$DX = \frac{1}{4}, DY = \frac{3}{16}, \rho_{XY} = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{DX} \sqrt{DY}} = \frac{\sqrt{3}}{3}.$$

5. 解: (1) 因为 $X \sim B(1, 0.5)$, $Y \sim N(0, 1)$, 由全概率公式

$$P\{X+Y \leq 1\} = P\{X+Y \leq 1 | X=0\}P\{X=0\} + P\{X+Y \leq 1 | X=1\}P\{X=1\},$$

由随机变量 X 与 Y 相互独立, 可知

$$P\{X+Y \leq 1 | X=0\} = P\{Y \leq 1\} = \Phi(1), \quad P\{X+Y \leq 1 | X=1\} = P\{Y \leq 0\} = \Phi(0)$$

$$\text{所以, } P\{X+Y \leq 1\} = \frac{\Phi(0) + \Phi(1)}{2}.$$

(2) 因为 $Z=XY$, 随机变量 Z 的分布函数 $F_Z(z) = P(XY \leq z)$

$$\text{当 } z < 0 \text{ 时, } F_Z(z) = P(XY \leq z) = P\{XY \leq z | X=0\}P\{X=0\} +$$

$$P\{XY \leq z | X=1\}P\{X=1\} = \frac{1}{2}P\{Y \leq z\} = \frac{1}{2}\Phi(z)$$

$$\text{当 } z \geq 0 \text{ 时, } F_Z(z) = P(XY \leq z) = P\{XY \leq z | X=0\}P\{X=0\} +$$

$$P\{XY \leq z | X=1\}P\{X=1\} = \frac{1}{2}(P\{0 \leq z\} + P\{Y \leq z\}) = \frac{1 + \Phi(z)}{2}.$$

$$\text{所以 } Z \text{ 的分布函数 } F_Z(z) = \begin{cases} \frac{\Phi(z)}{2}, & z < 0 \\ \frac{1 + \Phi(z)}{2}, & z \geq 0 \end{cases}. \text{ 其中, } \Phi(z) \text{ 指代标准正态分布函数。}$$

6. 解:

$$(1) \mu = EX = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^1 \theta x dx + \int_1^2 (1-\theta)x dx = \frac{3}{2} - \theta, \Rightarrow \theta = \frac{3}{2} - \mu.$$

故 θ 的矩估计量 $\hat{\theta} = \frac{3}{2} - \bar{X}$, 其中 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$.

(2) 依题意样本值 x_1, x_2, \dots, x_n 中有 N 个小于 1, 其余 $n-N$ 个大于或等于 1, 因此

似然函数为 $L = \theta^N (1-\theta)^{n-N}$, $\ln L = N \ln \theta + (n-N) \ln(1-\theta)$,

令 $\frac{d \ln L}{d \theta} = \frac{N}{\theta} - \frac{n-N}{1-\theta} = 0$, 可解出 $\theta = \frac{N}{n}$. 于是 θ 的最大似然估计为 $\hat{\theta} = \frac{N}{n}$.

四、证明题

证明: 因为 $DX = EX^2 - (EX)^2$, $DY = EY^2 - (EY)^2$,

所以等式右边为

$$\begin{aligned} & D(X)D(Y) + (EX)^2 D(Y) + (EY)^2 D(X) \\ &= [EX^2 - (EX)^2][EY^2 - (EY)^2] + (EX)^2[EY^2 - (EY)^2] + (EY)^2[EX^2 - (EX)^2] \\ &= EX^2 EY^2 - (EX)^2 (EY)^2, \end{aligned}$$

又因为 X, Y 相互独立, 所以

$$EX^2 EY^2 - (EX)^2 (EY)^2 = EX^2 Y^2 - (EX)^2 (EY)^2 = E(XY)^2 - (EXY)^2 = D(XY).$$