

《概率论与数理统计》习题详解

习 题 1

1. 以集合的形式写出下列随机试验的样本空间 S :

- (1) 抛两颗骰子观察出现的点数;
- (2) 口袋中有红、黑、白球各 1 个, 先任取一球, 放回后再取一球, 观察两次取得球的颜色;
- (3) 口袋中有红、黑、白球各 1 个, 先任取一球不放回, 再取一球, 观察两次取得球的颜色;
- (4) 在区间 $(0, 1)$ 内任取两数, 记录取得两数的值.

解 (1) $S_1 = \{(1, 1), (1, 2), \dots, (1, 6), (2, 1), (2, 2), \dots, (2, 6), \dots, (6, 1), (6, 2), \dots, (6, 6)\}$.

(2) $S_2 = \{(\text{红}, \text{红}), (\text{红}, \text{黑}), (\text{红}, \text{白}), (\text{黑}, \text{红}), (\text{黑}, \text{黑}), (\text{黑}, \text{白}), (\text{白}, \text{红}), (\text{白}, \text{黑}), (\text{白}, \text{白})\}$.

(3) $S_3 = \{(\text{红}, \text{黑}), (\text{红}, \text{白}), (\text{黑}, \text{红}), (\text{黑}, \text{白}), (\text{白}, \text{红}), (\text{白}, \text{黑})\}$.

(4) $S_4 = \{(x, y) | 0 < x < 1, 0 < y < 1\}$.

2. 若某随机试验的样本空间 $S = \{x | 1 \leq x \leq 3\}$, 记事件 $A = \{x | 1.5 \leq x \leq 2\}$, 事件 $B = \{x | 1.8 \leq x \leq 2.5\}$, 请以集合的形式写出下列事件:

- (1) $A \cup B$;
- (2) $A - B$;
- (3) AB ;
- (4) $\overline{A \cap B}$.

解 (1) $A \cup B = \{x | 1.5 \leq x \leq 2.5\}$;

(2) $A - B = \{x | 1.5 \leq x < 1.8\}$;

(3) $AB = \{x | 1.8 \leq x \leq 2\}$;

(4) $\overline{A \cap B} = \{x | 1 \leq x < 1.5 \text{ 或 } 2.5 < x \leq 3\}$.

3. 设 S 是随机试验 E 的样本空间, A, B, C 是随机事件, \emptyset 为不可能事件, 问下列命题是否成立?

(1) $A - (B - C) = (A - B) \cup C$;

(2) 若 $A \cup B = S$, 则 $A \cap B = \emptyset$;

(3) $(A \cup B) - \overline{B} = A$;

(4) $(A - B) \cup B = A$;

(5) $(A \overline{B}) \cup B = A \cup B$;

(6) 若 $A \subset B$, 则 $\overline{B} \subset \overline{A}$;

(7) 若 $AB = \emptyset$ 且 $C \subset A$, 则 $BC = \emptyset$;

(8) 若 $AB = \emptyset$, 则 $ABC = \emptyset$.

解 (1) 不成立, 举反例. 设 $A = \{1\}, B = C = \{2\}$, 则 $B - C = \emptyset, A - B = \{1\}$,

$$A - (B - C) = \{1\} \neq (A - B) \cup C = \{1, 2\}.$$

(2) 不成立, 举反例. 设 $S = \{1, 2\}, A = B = \{1, 2\}$, 则 $A \cup B = S, A \cap B \neq \emptyset$.

扫码使用

夸克扫描王



(3) 不成立, 举反例. 设 $A = \{1, 2\}$, $B = \{2, 3\}$, 则

$$A \cup B = \{1, 2, 3\}, \quad (A \cup B) - B = \{1\} \neq A.$$

(4) 不成立, 举反例. 设 $A = \{1, 2\}$, $B = \{2, 3\}$, 则

$$A - B = \{1\}, \quad (A - B) \cup B = \{1, 2, 3\} \neq A.$$

(5) 成立, 因为 $(\overline{A \cup B}) \cup B = (A \cup B)(\overline{B \cup B}) = (A \cup B)S = A \cup B$.

(6) 成立, 因为 $\forall x \in \overline{B}$, 若 $x \in A$, 由 $A \subset B$, 则 $x \subset B$ 矛盾, 因此 $x \notin A$, 即 $x \in \overline{A}$, 所以 $\overline{B} \subset \overline{A}$.

(7) 成立, 因为若 $\exists x \in BC$, 则 $x \in B$ 且 $x \in C$, 由 $C \subset A$ 知 $x \in A$, 即 $x \in AB$, 与 $AB = \emptyset$ 矛盾, 因此没有元素 $x \in BC$, 即 $BC = \emptyset$.

(8) 成立, 因为若 $\exists x \in ABC$, 则 $x \in A, x \in B, x \in C$, 即 $x \in AB$, 与 $AB = \emptyset$ 矛盾, 因此没有元素 $x \in ABC$, 即 $ABC = \emptyset$.

4. 请叙述下列事件的对立事件:

- (1) $A =$ “投篮 3 次, 全部投进”;
- (2) $B =$ “射击 4 次, 至少有一次命中目标”;
- (3) $C =$ “加工 5 个零件, 至少有一个合格品”.

解 (1) $\overline{A} =$ “投篮 3 次, 至少有一次没投进”.

(2) $\overline{B} =$ “射击 4 次, 任何一次都没有命中目标”.

(3) $\overline{C} =$ “加工 5 个零件, 全部为不合格品”.

5. 设 A, B 为两个事件, 且 $P(A) = 0.5, P(B) = 0.6$, 问:

- (1) 在什么情况下, $P(AB)$ 取得最大值? 最大值为多少?
- (2) 在什么情况下, $P(AB)$ 取得最小值? 最小值为多少?

解 (1) $P(AB) \leq P(A) = 0.5$, 当 $A \subset B$ 时, $P(AB) = P(A) = 0.5$, 则当 $A \subset B$ 时, $P(AB)$ 取得最大值, 最大值为 0.5.

(2) 由 $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB)$, 且 $P(A \cup B) \leq 1$, 知

$$P(AB) = P(A) + P(B) - P(A \cup B) \geq P(A) + P(B) - 1 = 0.1.$$

当 $P(A \cup B) = 1$ 或 $A \cup B = S$ 时, $P(AB) = 0.1$. 综上, 当 $P(A \cup B) = 1$ 或 $A \cup B = S$ 时, $P(AB)$ 取得最小值, 最小值为 0.1.

6. 设随机事件 A, B 互不相容, 且 $P(A) = 0.2, P(A \cup B) = 0.8$, 求 $P(B)$.

解 由 A, B 互不相容知 $P(AB) = 0$, 而 $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB)$, 所以

$$P(B) = P(A \cup B) + P(AB) - P(A) = 0.8 + 0 - 0.2 = 0.6.$$

7. 设随机事件 A, B 满足 $P(AB) = P(\overline{A \overline{B}})$, 且 $P(A) = 0.3$, 求 $P(B)$.

解 由题意可知

$$\begin{aligned} P(\overline{A \overline{B}}) &= P(\overline{A \cup B}) = 1 - [P(A) + P(B) - P(AB)] \\ &= 1 - P(A) - P(B) + P(AB), \end{aligned}$$

即 $1 - P(A) - P(B) = 0$, 由 $P(A) = 0.3$ 知 $P(B) = 0.7$.

8. 设 A, B 为随机事件, 且 $P(A) = 0.7, P(A - B) = 0.2$, 求 $P(\overline{A \cup B})$.

解 因为 $P(A - B) = P(A) - P(AB) = 0.2, P(A) = 0.7$, 所以 $P(AB) = 0.5$,



$$P(\overline{A \cup B}) = P(\overline{AB}) = 1 - P(AB) = 1 - 0.5 = 0.5.$$

9. 设 A, B 为试验 E 的两个任意随机事件, 求证: $|P(AB) - P(A)P(B)| \leq \frac{1}{4}$.

证明 由于 $P(AB) \leq P(A), P(AB) \leq P(B)$, 因此

$$P(AB)P(AB) \leq P(A)P(B),$$

则

$$|P(AB) - P(A)P(B)| \leq |P(AB) - P(AB)P(AB)|.$$

若令 $P(AB) = x$, 显然 $0 \leq x \leq 1$, 因此

$$|P(AB) - P(A)P(B)| = |x - x^2| = \left| \frac{1}{4} - \left(x - \frac{1}{2}\right)^2 \right| \leq \frac{1}{4}.$$

10. 将一枚骰子连掷两次, 求两次抛掷出现的点数之和为 6 的概率.

解 样本空间 S 中含 $6 \times 6 = 36$ 个样本点, 每个样本点出现是等可能的, 因此事件 A “点数之和为 6” = $\{(1, 5), (2, 4), (3, 3), (4, 2), (5, 1)\}$, 共五个样本点, 则 $P(A) = \frac{5}{36}$.

11. 班级中有 5 名男生, 3 名女生, 现要任意选出 3 名班干部, 求班干部中至少有一名女生的概率.

解 令事件 A 为“班干部中至少有一名女生”, 则 \bar{A} 为“班干部全部为男生”, 而样本空间 S 有 C_8^3 个样本点, 事件 \bar{A} 有 C_5^3 个样本点. 由于每个样本点是等可能的, 则 $P(\bar{A}) = \frac{C_5^3}{C_8^3} = \frac{5 \times 4 \times 3}{8 \times 7 \times 6} = \frac{5}{28}$,

所以 $P(A) = 1 - P(\bar{A}) = \frac{23}{28}$.

12. 在 5 双不同的手套中任取 4 只, 求 4 只都不配对的概率.

解 令事件 A 为“4 只都不配对”, 即从 5 双手套中先任取四双, 再从每双手套中任取一只, 有 $C_5^4 (C_2^1)^4$ 种取法. 从 5 双 (10 只) 手套中任取 4 只有 C_{10}^4 种取法, 则样本空间 S 有 C_{10}^4 个样本点. 由于每种取法是等可能的, 则 $P(A) = \frac{C_5^4 (C_2^1)^4}{C_{10}^4} = \frac{8}{21}$.

13. 从 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7 这 7 个数字中, 任意选出 3 个不同数字, 求:

- (1) 事件 A = “3 个数字中既不含 1, 也不含 2” 的概率;
- (2) 事件 B = “3 个数字中不含 1, 或不含 2” 的概率;
- (3) 事件 C = “3 个数字中含 1, 但不含 2” 的概率.

解 (1) 由题意可知 $P(A) = \frac{C_5^3}{C_7^3} = \frac{2}{7}$.

(2) 设事件 B_1 为“3 个数字中不含 1”, 事件 B_2 为“3 个数字中不含 2”, 则

$$P(B_1) = \frac{C_6^3}{C_7^3} = \frac{4}{7}, \quad P(B_2) = \frac{C_6^3}{C_7^3} = \frac{4}{7},$$

因此

$$P(B) = P(B_1 \cup B_2) = P(B_1) + P(B_2) - P(B_1 B_2) = \frac{6}{7}.$$



$$(3) \text{ 由题意可知 } P(C) = \frac{C_1^1 C_5^2}{C_7^3} = \frac{2}{7}.$$

14. 从数字 1, 2, …, 9 中有放回地任取 n 次, 求 n 次取得数字的乘积为 10 的倍数的概率.

解 令事件 B_1 为“任取 n 次中不含数字 5”, 事件 B_2 为“任取 n 次中不含偶数”, 则 $P(B_1) = \frac{8^n}{9^n}$, $P(B_2) = \frac{5^n}{9^n}$, $B_1 B_2$ 为“任取 n 次中不含 5, 也不含偶数”, 即 $P(B_1 B_2) = \frac{4^n}{9^n}$, $B_1 \cup B_2$ 为“ n 次取得数字的乘积不为 10 倍数”, 即

$$P(B_1 \cup B_2) = P(B_1) + P(B_2) - P(B_1 B_2) = \frac{8^n + 5^n - 4^n}{9^n}.$$

因此 $\overline{B_1 \cup B_2}$ 为“ n 次取得的数字乘积为 10 的倍数”, 其概率为

$$P(\overline{B_1 \cup B_2}) = 1 - \frac{8^n + 5^n - 4^n}{9^n}.$$

15. 在 30 个零件中有 10 个优等品, 15 个合格品和 5 个次品, 现任取 3 次, 每次取一个零件, 求:

- (1) 无放回抽样, 3 个零件都是合格品的概率;
- (2) 无放回抽样, 第一次取优等品, 后两次取合格品的概率;
- (3) 有放回抽样, 3 个零件都是合格品的概率;
- (4) 有放回抽样, 第一次取优等品, 后两次取合格品的概率.

解 (1) 无放回抽样,

$$P\{3 \text{ 个零件都是合格品}\} = \frac{C_{15}^3}{C_{30}^3} = \frac{13}{116}.$$

(2) 无放回抽样,

$$P\{\text{第一次取优等品, 后两次取合格品}\} = \frac{A_{10}^1 A_{15}^2}{A_{30}^3} = \frac{5}{58}.$$

(3) 有放回抽样,

$$P\{3 \text{ 个零件都是合格品}\} = \frac{15}{30} \cdot \frac{15}{30} \cdot \frac{15}{30} = \frac{1}{8}.$$

(4) 有放回抽样,

$$P\{\text{第一次取优等品, 后两次取合格品}\} = \frac{10}{30} \cdot \frac{15}{30} \cdot \frac{15}{30} = \frac{1}{12}.$$

16. 抛掷 $(2n+1)$ 次硬币, 求出现正面次数多于反面次数的概率.

解 令事件 A 为“ $(2n+1)$ 次抛掷中, 正面次数多于反面次数”, 则事件 \bar{A} 为“ $(2n+1)$ 次抛掷中, 反面次数多于正面次数”, 由对称性, $P(A) = P(\bar{A})$. 又由 $P(A) + P(\bar{A}) = 1$, 则

$$P(A) = \frac{1}{2} = 0.5.$$

17. 某物业公司后勤一组有电工、水暖工、木工各 3 人, 后勤二组有电工、水暖工、卫生员各 2 人, 现从两组中各任取一人, 求所取 2 人工种相同的概率.



解 由题意可知,2人相同工种,有以下两种情形:

一组电工和二组电工; 一组水暖工和二组水暖工.

因此设所取2人工种相同的事件为 A ,则

$$P(A) = \frac{C_3^1 \cdot C_2^1 + C_3^1 \cdot C_2^1}{C_9^1 \cdot C_6^1} = \frac{2}{9}.$$

18. 袋中有12个零件,其中质量为10g的甲零件有2个,质量为50g的乙零件有4个,质量为100g的丙零件有6个,现从袋中任取6个零件,求这6个零件的质量之和不少于500g的概率.

解 令事件 A_1 为“取出6个零件,均为丙零件”,事件 A_2 为“取出6个零件中,5个丙零件,一个其他零件”,事件 A_3 为“取出6个球中,4个丙零件,2个乙零件”,事件 A 为“6个零件质量之和不少于500g”,则

$$P(A) = P(A_1) + P(A_2) + P(A_3) = \frac{C_6^6}{C_{12}^6} + \frac{C_6^5 C_6^1}{C_{12}^6} + \frac{C_6^4 C_4^2}{C_{12}^6} = \frac{127}{924}.$$

19. 在区间 $(0,1)$ 中随机地取两个数,求:

(1) 求两数之差的绝对值大于 $\frac{1}{2}$ 的概率;

(2) 求两数之和大于 $\frac{1}{2}$ 的概率;

(3) 求两数的最大值大于 $\frac{1}{2}$ 的概率.

解 全样本空间 $S = \{(x, y) \mid 0 < x < 1, 0 < y < 1\}$.

(1) 设事件 A_1 为“两数之差的绝对值大于 $\frac{1}{2}$ ”,则

$$A_1 = \left\{ (x, y) \mid 0 < x < 1, 0 < y < 1, |x - y| > \frac{1}{2} \right\}$$

为如图1(a)所示区域,

$$P(A_1) = \frac{A_1 \text{ 的面积}}{S \text{ 的面积}} = \frac{1}{4}.$$

(2) 设事件 A_2 为“两数之和大于 $\frac{1}{2}$ ”,则

$$A_2 = \left\{ (x, y) \mid 0 < x < 1, 0 < y < 1, x + y > \frac{1}{2} \right\}$$

为如图1(b)所示区域,

$$P(A_2) = \frac{A_2 \text{ 的面积}}{S \text{ 的面积}} = \frac{7}{8}.$$

(3) 设事件 A_3 为“两数的最大值大于 $\frac{1}{2}$ ”,则

$$A_3 = \left\{ (x, y) \mid 0 < x < 1, 0 < y < 1, \max\{x, y\} > \frac{1}{2} \right\}$$

扫码使用

夸克扫描王



为如图 1(c) 所示区域,

$$P(A_3) = \frac{A_3 \text{ 的面积}}{S \text{ 的面积}} = \frac{3}{4}.$$

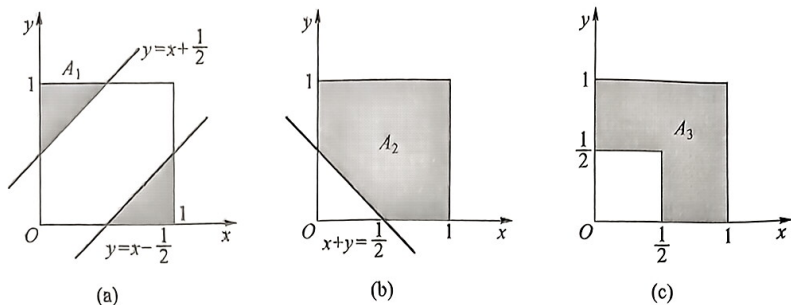


图 1

20. 在长度为 a 的线段内任取两点, 将其分成 3 段, 求它们能构成一个三角形的概率.

解 设分成 3 段, 长度分别为 x, y 和 $a-x-y$, 则全样本空间

$$S = \{(x, y) \mid x > 0, y > 0, a - x - y > 0\}.$$

设事件 A 为“3 段能构成三角形”, 则

$$A = \left\{ (x, y) \mid 0 < x < \frac{a}{2}, 0 < y < \frac{a}{2}, 0 < a - x - y < \frac{a}{2} \right\}$$

为如图 2 所示区域,

$$P(A) = \frac{A \text{ 的面积}}{S \text{ 的面积}} = \frac{1}{4} = 0.25.$$

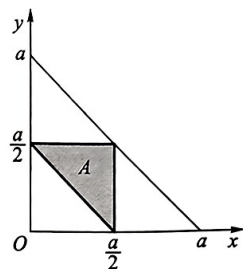


图 2

21. 甲、乙两艘轮船都要停靠在同一泊位, 它们等可能地在一昼夜的任意时刻到达, 甲、乙两船停靠泊位的时间分别为 4 h 和 2 h, 求有一艘船停靠泊位时需等待一段时间的概率.

解 设 x, y 分别表示甲、乙两船到达泊位的时刻, 根据题意有 $0 \leq x \leq 24, 0 \leq y \leq 24$, 又设 $A = \{\text{有一艘船停靠泊位时需等待一段时间}\}$.

如果甲船先到, 那么当乙船到达时刻满足 $x < y < x + 4$ 时, 乙船需要等待; 如果乙船先到, 那么当甲船到达时刻满足 $y < x < y + 2$ 时, 甲船需要等待.

如图 3 所示, 两艘船到达时间 (x, y) 与图中正方形内的点是一一对应的, 事件 A 对应图中阴影部分, 由几何概率公式知所求的概率为

$$P(A) = \frac{\text{阴影部分面积}}{\text{正方形面积}} = \frac{24^2 - \frac{1}{2} \times 20^2 - \frac{1}{2} \times 22^2}{24^2} \approx 0.233.$$

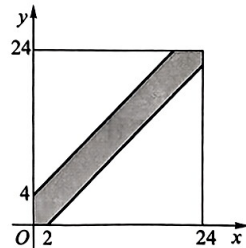


图 3

22. 设随机事件 A, B 互不相容, 且 $P(A) = 0.7, P(B) = 0.2$, 求:

(1) $P(A-B)$; (2) $P(A|A \cup B)$.

解 (1) 由 A, B 互不相容, 则 $P(AB) = 0$, 从而



$$P(A-B) = P(A) - P(AB) = 0.7.$$

(2) $P(A \cup B) = P(A) + P(B) = 0.9$ (有限可加性), 则

$$P(A|A \cup B) = \frac{P(A(A \cup B))}{P(A \cup B)} = \frac{P(A)}{0.9} = \frac{0.7}{0.9} = \frac{7}{9}.$$

23. 设 A, B, C 为随机事件, A 与 C 互不相容, $P(AB) = \frac{1}{2}$, $P(C) = \frac{1}{3}$, 求 $P(AB|\bar{C})$.

解 由于 A 与 C 互不相容, 则 $AB \subset A \subset \bar{C}$, 即 $AB\bar{C} = AB$, 从而

$$P(AB|\bar{C}) = \frac{P(AB\bar{C})}{P(\bar{C})} = \frac{P(AB)}{1-P(C)} = \frac{\frac{1}{2}}{1-\frac{1}{3}} = \frac{3}{4}.$$

24. 设 A, B 为随机事件, 且 $P(A) = 0.6$, $P(B|A) = 0.5$, 求:

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

解 (1) $P(AB) = P(A)P(B|A) = 0.3$, 则

$$P(A-B) = P(A) - P(AB) = 0.3.$$

(2) $P(\bar{A} \cup \bar{B}) = P(\overline{AB}) = 1 - P(AB) = 0.7$.

25. 袋中有 9 个球, 其中 3 个是红球, 每次取 1 个球, 求:

- (1) 无放回抽样, 第 3 次取得红球的概率;
- (2) 无放回抽样, 直到第 3 次才取得红球的概率;
- (3) 有放回抽样, 第 3 次取得红球的概率;
- (4) 有放回抽样, 直到第 3 次才取得红球的概率.

解 (1) 由抽签原则, $P\{\text{第 3 次取得红球}\} = \frac{3}{9} = \frac{1}{3}$.

(2) 令事件 A_i 为“第 i 次取得红球” ($i=1, 2, 3$), 则直到第 3 次才取得红球的概率为

$$P(\bar{A}_1 \bar{A}_2 A_3) = P(\bar{A}_1)P(\bar{A}_2|\bar{A}_1)P(A_3|\bar{A}_1 \bar{A}_2) = \frac{6}{9} \cdot \frac{5}{8} \cdot \frac{3}{7} = \frac{5}{28}.$$

(3) $P\{\text{第 3 次取得红球}\} = \frac{3}{9} = \frac{1}{3}$.

(4) 令事件 A_i 为“第 i 次取得红球” ($i=1, 2, 3$), $\bar{A}_1, \bar{A}_2, A_3$ 相互独立, 则直到第 3 次才取得红球的概率为

$$P(\bar{A}_1 \bar{A}_2 A_3) = P(\bar{A}_1)P(\bar{A}_2)P(A_3) = \frac{6}{9} \cdot \frac{6}{9} \cdot \frac{3}{9} = \frac{4}{27}.$$

26. 在 4 个鞋盒中各有一双鞋, 现从每个鞋盒中取出左脚鞋进行质检, 质检后随机地将 4 只左脚鞋放入 4 个鞋盒, 问“质检后 4 个鞋盒中的鞋子都不是原来的一双”的概率.

解 记 4 个鞋盒编号分别为 1, 2, 3, 4, 令事件 A_i 为“第 i 号鞋盒中正好放回第 i 号左脚鞋” ($i=1, 2, 3, 4$), 则

$$P(A_1) = P(A_2) = P(A_3) = P(A_4) = \frac{1}{4},$$



$$P(A_1A_2) = P(A_1A_3) = \cdots = P(A_2A_4) = \frac{1}{4 \times 3} \quad (\text{共 } C_4^2 \text{ 个}),$$

$$P(A_1A_2A_3) = P(A_1A_2A_4) = \cdots = P(A_2A_3A_4) = \frac{1}{4 \times 3 \times 2} \quad (\text{共 } C_4^3 \text{ 个}),$$

$$P(A_1A_2A_3A_4) = \frac{1}{4!},$$

所以

$$\begin{aligned} P(A_1 \cup A_2 \cup A_3 \cup A_4) &= P(A_1) + \cdots + P(A_4) - P(A_1A_2) - \cdots - P(A_3A_4) + \\ &\quad P(A_1A_2A_3) + \cdots + P(A_2A_3A_4) - P(A_1A_2A_3A_4) \\ &= \frac{1}{4} \times 4 - \frac{1}{4 \times 3} C_4^2 + \frac{1}{4 \times 3 \times 2} C_4^3 - \frac{1}{4!} \\ &= 1 - \frac{1}{2} + \frac{1}{6} - \frac{1}{24} = \frac{5}{8}, \end{aligned}$$

则

$$\begin{aligned} &P\{\text{质检后 4 个鞋盒中的鞋子都不是原来的一双}\} \\ &= P(\overline{A_1 \cup A_2 \cup A_3 \cup A_4}) = 1 - \frac{5}{8} = \frac{3}{8}. \end{aligned}$$

27. 一道选择题有 4 个备选答案, 其中只有一个是正确的, 假设某学生能正确解答的概率为 $\frac{2}{3}$, 不会做而乱猜的概率为 $\frac{1}{3}$, 且他一定会选择一个答案.

- (1) 求此学生能答对这个题目的概率;
 (2) 若已知学生答对了这个题目, 求他确实是正确解答的概率.

解 (1) 记 B 为“此学生能正确解答”, A 为“此学生能答对这个题目”, 则

$$P(A) = P(B)P(A|B) + P(\bar{B})P(A|\bar{B}) = \frac{2}{3} \times 1 + \frac{1}{3} \times \frac{1}{4} = \frac{3}{4}.$$

$$(2) P(B|A) = \frac{P(B)P(A|B)}{P(A)} = \frac{\frac{2}{3}}{\frac{3}{4}} = \frac{8}{9}.$$

28. 某城市男女人数之比为 3 : 2, 假设 5% 的男性为色盲, 2.5% 的女性为色盲, 在该城市随机地选 1 人发现是色盲, 求此人是男性的概率.

解 记事件 A 为“任选一人为男性”, B 为“任选一人为色盲”, 则

$$P(A|B) = \frac{P(A)P(B|A)}{P(A)P(B|A) + P(\bar{A})P(B|\bar{A})} = \frac{\frac{3}{5} \times 0.05}{\frac{3}{5} \times 0.05 + \frac{2}{5} \times 0.025} = \frac{3}{4}.$$

29. 两个箱子, 第一个箱子有 3 个白球, 2 个红球, 第二个箱子有 4 个白球, 4 个红球. 现从第一个箱子中随机地取出一个球放到第二个箱子里, 再从第二个箱子中取出一个球,

- (1) 求最后从第二个箱子中取出的是白球的概率;



(2) 若已知最后从第二个箱子中取出的是白球, 求从第一个箱子放入第二个箱子的是白球的概率.

解 记事件 B 为“从第一个箱子放入第二个箱子的为白球”, 事件 A 为“从第二个箱子取出的是白球”, 则

$$(1) P(A) = P(B)P(A|B) + P(\bar{B})P(A|\bar{B}) = \frac{3}{5} \times \frac{5}{9} + \frac{2}{5} \times \frac{4}{9} = \frac{23}{45}.$$

$$(2) P(B|A) = \frac{P(B)P(A|B)}{P(A)} = \frac{\frac{3}{5} \times \frac{5}{9}}{\frac{23}{45}} = \frac{15}{23}.$$

30. 三个人独立地破译一份密码, 已知三人各自能译出的概率分别为 $\frac{1}{2}, \frac{1}{3}, \frac{1}{4}$, 求三人至少有一人能将此密码译出的概率.

解 记三人各自能译出分别为事件 A, B, C , 由题意, A, B, C 相互独立, 且

$$\begin{aligned} P\{\text{至少有一个能译出}\} &= P(A \cup B \cup C) = 1 - P(\overline{A \cup B \cup C}) \\ &= 1 - P(\bar{A}\bar{B}\bar{C}) = 1 - P(\bar{A})P(\bar{B})P(\bar{C}) \\ &= 1 - \left[\left(1 - \frac{1}{2}\right) \left(1 - \frac{1}{3}\right) \left(1 - \frac{1}{4}\right) \right] = \frac{3}{4}. \end{aligned}$$

31. 某运动员投篮的命中率为 $\frac{4}{5}$, 求此人投篮 3 次中至少投中 1 次的概率.

解 记事件 A_i 为“第 i 次投中”, $i=1, 2, 3$, 则 A_1, A_2, A_3 相互独立, 且

$$\begin{aligned} P\{\text{至少投中一次}\} &= P(A_1 \cup A_2 \cup A_3) = 1 - P(\overline{A_1 \cup A_2 \cup A_3}) \\ &= 1 - P(\bar{A}_1 \bar{A}_2 \bar{A}_3) = 1 - P(\bar{A}_1)P(\bar{A}_2)P(\bar{A}_3) \\ &= 1 - \left(\frac{1}{5}\right)^3 = \frac{124}{125}. \end{aligned}$$

32. 判断下列命题是否正确, 正确的给出证明, 错误的举出反例:

(1) 若三个事件 A, B, C 互相独立, 则 AB 与 C 独立;

(2) 若三个事件 A, B, C 互相独立, 则 $A \cup B$ 与 C 独立.

解 (1) 由已知,

$$P(ABC) = P(A)P(B)P(C), \quad P(AB) = P(A) \cdot P(B),$$

则

$$P(ABC) = P(A)P(B)P(C) = P(AB)P(C),$$

即 AB 与 C 独立.

(2) 因为

$$\begin{aligned} P[(A \cup B)C] &= P[AC \cup BC] = P(AC) + P(BC) - P(ACBC) \\ &= P(A)P(C) + P(B)P(C) - P(A)P(B)P(C) \\ &= [P(A) + P(B) - P(AB)]P(C) = P(A \cup B)P(C), \end{aligned}$$

所以 $A \cup B$ 与 C 独立.



习 题 2

1. 盒中有 5 个球, 分别标有整数号码 3 至 7, 现从盒中随机取出 3 个球, 问所取出的球的号码最大值的分布律.

解 设随机变量 X 表示取出的 3 个球中号码最大的球, 可能的取值为 5, 6, 7, 且

$$P\{X=5\} = \frac{1}{C_5^3} = \frac{1}{10}, \quad P\{X=6\} = \frac{C_3^2}{C_5^3} = \frac{3}{10}, \quad P\{X=7\} = \frac{C_4^2}{C_5^3} = \frac{3}{5},$$

即取出球的号码最大值的分布律为

X	5	6	7
P	$\frac{1}{10}$	$\frac{3}{10}$	$\frac{3}{5}$

2. 设随机变量 X 的分布律为

X	-2	-1	0	1	2
P	$\frac{1}{2}$	a	$\frac{1}{20}$	$2a$	$\frac{1}{5}$

其中 a 为未知常数, 求 a 的值.

解 由离散型随机变量分布律的性质, 可知

$$\frac{1}{2} + a + \frac{1}{20} + 2a + \frac{1}{5} = 1,$$

解得 $a = \frac{1}{12}$.

3. 设 $F_1(x), F_2(x)$ 是两个随机变量的分布函数, 非负常数 a, b 满足 $a+b=1$. 令 $F(x) = aF_1(x) + bF_2(x)$, 证明 $F(x)$ 是某一个随机变量的分布函数.

证明 验证 $F(x)$ 满足分布函数的三条性质.

(1) 因为 a, b 非负, 对于任意的实数 $x_1 < x_2$,

$$\begin{aligned} F(x_1) - F(x_2) &= aF_1(x_1) + bF_2(x_1) - [aF_1(x_2) + bF_2(x_2)] \\ &= a[F_1(x_1) - F_1(x_2)] + b[F_2(x_1) - F_2(x_2)] \\ &\leq 0, \end{aligned}$$

因此函数 $F(x)$ 是单调不减的.

(2) 由 $F_1(x), F_2(x)$ 的性质,

$$\begin{aligned} F(-\infty) &= \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = \lim_{x \rightarrow -\infty} (aF_1(x) + bF_2(x)) \\ &= \lim_{x \rightarrow -\infty} aF_1(x) + \lim_{x \rightarrow -\infty} bF_2(x) = 0 + 0 = 0, \\ F(+\infty) &= \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = \lim_{x \rightarrow +\infty} (aF_1(x) + bF_2(x)) \end{aligned}$$



$$= \lim_{x \rightarrow +\infty} aF_1(x) + \lim_{x \rightarrow +\infty} bF_2(x) = a+b=1.$$

(3) 对于任意实数 x_0 , 有

$$F(x_0+0) = aF_1(x_0+0) + bF_2(x_0+0) = aF_1(x_0) + bF_2(x_0) = F(x_0),$$

即函数 $F(x)$ 是右连续的.

综上所述, $F(x)$ 是某一个随机变量的分布函数.

4. 随机变量的分布律为

X	1	2	3
P	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$

求: (1) X 的分布函数; (2) $P\{1.5 < X \leq 2.5\}$.

解 (1) 由分布函数定义 $F(x) = P\{X \leq x\}$,

当 $x < 1$ 时, $F(x) = P\{X \leq x\} = 0$;

当 $1 \leq x < 2$ 时, $F(x) = P\{X \leq x\} = P\{X=1\} = \frac{1}{4}$;

当 $2 \leq x < 3$ 时, $F(x) = P\{X \leq x\} = P\{X=1\} + P\{X=2\} = \frac{1}{2}$;

当 $x \geq 3$ 时, $F(x) = P\{X \leq x\} = P\{X=1\} + P\{X=2\} + P\{X=3\} = 1$,

故 X 的分布函数为

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

$$(2) P\{1.5 < X \leq 2.5\} = F(2.5) - F(1.5) = \frac{1}{2} - \frac{1}{4} = \frac{1}{4}.$$

5. 某公司经理拟将一提案交董事代表投票决议, 规定如果提案获得多数董事代表赞成则通过. 经理估计各代表对此提案投赞成票的概率为 0.6, 且各代表投票情况是相互独立的. 为以较大概率通过提案, 试问经理应请 3 名还是 5 名董事代表?

解 设当请 3 名董事代表时, 投赞成票的人数为 X , 由题意可知 $X \sim b(3, 0.6)$. 提案通过的概率为

$$P\{X \geq 2\} = P\{X=2\} + P\{X=3\} = C_3^2 \cdot 0.6^2 \cdot 0.4 + C_3^3 \cdot 0.6^3 = 0.648.$$

设当请 5 名董事代表时, 投赞成票的人数为 Y , 由题意可知 $Y \sim b(5, 0.6)$, 提案通过的概率为

$$\begin{aligned} P\{Y \geq 3\} &= P\{Y=3\} + P\{Y=4\} + P\{Y=5\} \\ &= C_5^3 \cdot 0.6^3 \cdot 0.4^2 + C_5^4 \cdot 0.6^4 \cdot 0.4 + C_5^5 \cdot 0.6^5 \\ &\approx 0.683. \end{aligned}$$

由此可知, 请 5 名董事代表比请 3 名董事代表通过提案的概率大.



6. 假设某大型设备在任何时间间隔 t h 内发生故障的次数 $N(t)$ 服从参数为 λt 的泊松分布. 若 T 为两次故障之间的时间间隔, 求 (1) $f_T(t)$; (2) 在设备已经无故障运行 8 h 的情况下, 继续无故障运行 4 h 的概率.

解 (1) 由题意可知, 发生故障的次数 $N(t)$ 为离散型随机变量, 其分布律为

$$P\{N(t)=k\} = \frac{(\lambda t)^k e^{-\lambda t}}{k!}, \quad k=0, 1, 2, \dots$$

设随机变量 T 的分布函数为 $F_T(t)$, 由分布函数定义可知

$$F_T(t) = P\{T \leq t\}$$

因为时间间隔非负, 随机变量 T 的取值非负, 于是当 $t < 0$ 时, $F_T(t) = P\{T \leq t\} = 0$. 因为 T 表示两次故障的时间间隔, 即 $T > t$ 表示在时间间隔 t 内无故障发生, 于是当 $t \geq 0$ 时,

$$F_T(t) = P\{T \leq t\} = 1 - P\{T > t\} = 1 - P\{N(t) = 0\} = 1 - e^{-\lambda t}.$$

因此随机变量 T 的分布函数为

$$F_T(t) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda t}, & t \geq 0, \\ 0, & t < 0, \end{cases}$$

从而随机变量 T 的概率密度为

$$f_T(t) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t}, & t \geq 0, \\ 0, & t < 0. \end{cases}$$

(2) 由条件概率可知, 所求概率为

$$\begin{aligned} P\{T > 12 | T > 8\} &= \frac{P\{T > 12, T > 8\}}{P\{T > 8\}} = \frac{P\{T > 12\}}{P\{T > 8\}} \\ &= \frac{1 - F_T(12)}{1 - F_T(8)} = \frac{e^{-12\lambda}}{e^{-8\lambda}} = e^{-4\lambda}. \end{aligned}$$

7. 大量数据分析表明: 预订餐厅桌位而不来就餐的顾客比例为 5%. 假设餐厅有 95 个桌位, 但被 100 位顾客预订, 假设这 100 位顾客互相不认识. 在预订时间内, 预订了桌位的顾客来到餐厅却没有桌位的概率约是多少?

解 在预订时间内, 预订了桌位的顾客来到餐厅却没有桌位, 相当于在 100 位预订桌位的顾客中来就餐的客人数量大于桌位数 95, 即不来就餐的顾客少于 5 人. 设 X 表示 100 位预订桌位的顾客不来就餐的人数, 则 $X \sim b(100, 0.05)$, 所求概率为

$$P\{X < 5\} = P\{X \leq 4\} = \sum_{k=0}^4 C_{100}^k 0.05^k \cdot 0.95^{100-k}.$$

利用泊松逼近定理, $\lambda = np = 5$, 查表可得

$$P\{X \leq 4\} \approx \sum_{k=0}^4 \frac{5^k e^{-5}}{k!} \approx 0.4405.$$

8. 在伯努利试验中, 设每次试验事件 A 发生的概率为 p .

(1) 如果将试验进行到事件 A 第一次出现为止, 以 X 表示所需要的试验次数, 求 X 的分布律;

(2) 将试验进行到事件 A 出现 r 次为止, 以 Y 表示所需的试验次数, 求 Y 的分布律. (此时称 Y 服从参数为 r, p 的帕斯卡分布或负二项分布.)



解 (1) X 的所有可能取值为 $1, 2, \dots$, 事件 $\{X=k\}$ 表示事件 A 第一次出现时, 已经进行了 k 次试验, 故 X 的分布律为

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

(2) 试验至少要进行 r 次, Y 的所有可能取值为 $r, r+1, r+2, \dots$, 事件 $\{Y=k\}$ 表示事件 A 第 r 次出现时, 试验进行了 k 次, 且前 $(k-1)$ 次试验中事件 A 出现了 $(r-1)$ 次, 由于各次试验是相互独立的, 故 Y 的分布律为

$$P\{Y=k\} = C_{k-1}^{r-1}p^{r-1}(1-p)^{k-r}p = C_{k-1}^{r-1}p^r(1-p)^{k-r}, \quad k=r, r+1, r+2, \dots.$$

9. 三个朋友去喝咖啡, 玩一个博弈游戏. 他们决定用掷硬币的方式确定谁付账: 每人掷一枚硬币, 如果有人掷出的结果与其他两人不一样, 那么由他付账; 如果三个人掷出的结果是一样的, 那么就重新掷, 一直这样下去, 直到确定了由谁来付账. 求: (1) 进行到第 2 轮确定了由谁来付账的概率. (2) 进行了 3 轮还没有确定付账人的概率.

解 设 X 表示掷硬币的轮数, 则 X 的所有可能取值为 $1, 2, \dots$, 三个人掷出的结果一样的概率记为 $1-p = 2 \times \frac{1}{2^3}$, 则 X 的分布律为

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

即 X 服从几何分布.

(1) 进行到第 2 轮确定由谁来付账的概率为

$$P\{X=2\} = (1-p)^{2-1}p = \frac{1}{4} \times \frac{3}{4} = \frac{3}{16}.$$

(2) 进行了 3 轮还没有确定付账人的概率为

$$\begin{aligned} P\{X>3\} &= 1 - P\{X=1\} - P\{X=2\} - P\{X=3\} \\ &= 1 - \frac{3}{4} - \frac{1}{4} \times \frac{3}{4} - \left(\frac{1}{4}\right)^2 \times \frac{3}{4} = \frac{1}{64}. \end{aligned}$$

10. 设连续型随机变量的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} a, & x < -1, \\ c + d \arcsin x, & -1 \leq x < 1, \\ b, & x \geq 1, \end{cases}$$

其中 a, b, c, d 为常数, 求 a, b, c, d 的值.

解 由分布函数的性质 $F(+\infty) = 1, F(-\infty) = 0$, 以及

$$F(-\infty) = \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = a, \quad F(+\infty) = \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = b$$

得到

$$a = 0, \quad b = 1.$$

再由连续型随机变量的分布函数是连续函数, 可知 $F(x)$ 在点 $x = -1$ 和 $x = 1$ 处连续, 即有

$$\lim_{x \rightarrow -1^-} F(x) = \lim_{x \rightarrow -1^+} F(x) = F(-1), \quad \lim_{x \rightarrow 1^-} F(x) = \lim_{x \rightarrow 1^+} F(x) = F(1),$$

可得到

$$c - \frac{d\pi}{2} = 0, \quad c + \frac{d\pi}{2} = 1,$$



解得 $c = \frac{1}{2}$, $d = \frac{1}{\pi}$. 于是常数 $a = 0, b = 1, c = \frac{1}{2}, d = \frac{1}{\pi}$.

11. 设连续型随机变量 X 的概率密度函数为

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

求随机变量 X 的分布函数.

解 由连续型随机变量分布函数的定义 $F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx$ 可知, 当 $x < 0$ 时,

$$F(x) = \int_{-\infty}^x 0 dx = 0;$$

当 $0 \leq x < 1$ 时,

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx = \int_{-\infty}^0 0 dx + \int_0^x x dx = \frac{x^2}{2};$$

当 $1 \leq x < 2$ 时,

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx = \int_{-\infty}^0 0 dx + \int_0^1 x dx + \int_1^x (2-x) dx = -\frac{x^2}{2} + 2x - 1;$$

当 $x \geq 2$ 时,

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx = \int_{-\infty}^0 0 dx + \int_0^1 x dx + \int_1^2 (2-x) dx + \int_2^x 0 dx = 1,$$

所以随机变量 X 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0, \\ \frac{x^2}{2}, & 0 \leq x < 1, \\ -\frac{x^2}{2} + 2x - 1, & 1 \leq x < 2, \\ 1, & x \geq 2. \end{cases}$$

12. 设随机变量 X 的概率密度函数为

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

其中 c 为未知常数, 求: (1) c 的值; (2) 随机变量 X 的分布函数; (3) $P\left\{\frac{1}{2} \leq X \leq \frac{3}{2}\right\}$.

解 (1) 由概率密度性质有

$$1 = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \int_1^{e^2} \frac{c}{x} dx = c \ln x \Big|_1^{e^2} = c(\ln e^2 - \ln 1) = 2c,$$

解得 $c = \frac{1}{2}$.

(2) 由分布函数的定义 $F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx$, 当 $x < 1$ 时,



$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx = \int_{-\infty}^x 0 dx = 0;$$

当 $1 \leq x < e^2$ 时,

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx = \int_{-\infty}^1 0 dx + \int_1^x \frac{1}{2x} dx = \frac{\ln x}{2};$$

当 $x \geq e^2$ 时,

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx = \int_{-\infty}^1 0 dx + \int_1^{e^2} \frac{1}{2x} dx + \int_{e^2}^x 0 dx = 1,$$

故随机变量 X 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 1, \\ \frac{\ln x}{2}, & 1 \leq x < e^2, \\ 1, & x \geq e^2. \end{cases}$$

$$(3) P\left\{\frac{1}{2} \leq X \leq \frac{3}{2}\right\} = F\left(\frac{3}{2}\right) - F\left(\frac{1}{2}\right) + P\left\{X = \frac{1}{2}\right\} = \frac{\ln \frac{3}{2}}{2} - 0 + 0 = \frac{1}{2}(\ln 3 - \ln 2).$$

13. 设随机变量 $X \sim N(10, 4)$, 求: (1) $P\{7 < X \leq 12\}$; (2) $P\{X > a\} = 0.33$ 时, a 的值.

$$\begin{aligned} \text{解 (1) } P\{7 < X \leq 12\} &= P\left\{\frac{7-10}{2} < \frac{X-10}{2} \leq \frac{12-10}{2}\right\} = \Phi(1) - \Phi\left(-\frac{3}{2}\right) \\ &= \Phi(1) + \Phi\left(\frac{3}{2}\right) - 1 \approx 0.7745. \end{aligned}$$

$$(2) P\{X > a\} = P\left\{\frac{X-10}{2} > \frac{a-10}{2}\right\} = 1 - \Phi\left(\frac{a-10}{2}\right) = 0.33, \text{ 即 } \Phi\left(\frac{a-10}{2}\right) = 0.67, \text{ 查表可知, } \frac{a-10}{2} \approx$$

0.44, 解得 $a \approx 10.88$.

14. 在正常的考试中, 学生的成绩 X 应当服从 $N(a, \sigma^2)$ 分布. 如果规定分数在 $a + \sigma$ 以上为“优秀”, a 至 $a + \sigma$ 之间为“良好”, $a - \sigma$ 至 a 之间为“中等”, $a - \sigma$ 以下为“较差”. 求这四个等级的学生各占多大比例.

解 “优秀”的比例为

$$P\{X > a + \sigma\} = P\left\{\frac{X-a}{\sigma} > \frac{a+\sigma-a}{\sigma}\right\} = 1 - \Phi(1) \approx 0.1587,$$

“良好”的比例为

$$P\{a < X \leq a + \sigma\} = P\left\{\frac{a-a}{\sigma} < \frac{X-a}{\sigma} \leq \frac{a+\sigma-a}{\sigma}\right\} = \Phi(1) - \Phi(0) \approx 0.3413,$$

“中等”的比例为

$$P\{a - \sigma < X \leq a\} = P\left\{\frac{a-\sigma-a}{\sigma} < \frac{X-a}{\sigma} \leq \frac{a-a}{\sigma}\right\} = \Phi(0) - \Phi(-1) \approx 0.3413,$$

“较差”的比例为

$$P\{X \leq a - \sigma\} = P\left\{\frac{X-a}{\sigma} \leq \frac{a-\sigma-a}{\sigma}\right\} = \Phi(-1) = 1 - \Phi(1) \approx 0.1587.$$

扫码使用

夸克扫描王



15. 开车从某城市的城南甲地到城北乙地. 如果穿行城市, 所需要的时间(单位: min)服从 $N(50, 100)$ 分布; 若绕行城市, 则所需时间服从 $N(60, 16)$ 分布. 假设现有(1)65 min 可用; (2)70 min 可用, 问是穿行好还是绕行好?

解 设穿行城市所需的时间为 X , 绕行城市所需时间为 Y , 由题意可知

$$X \sim N(50, 100), \quad Y \sim N(60, 16).$$

(1) 若有 65 min 可用, 计算

$$P\{X \leq 65\} = P\left\{\frac{X-50}{10} \leq \frac{65-50}{10}\right\} = \Phi(1.5),$$

$$P\{Y \leq 65\} = P\left\{\frac{Y-60}{4} \leq \frac{65-60}{4}\right\} = \Phi(1.25),$$

因为 $P\{X \leq 65\} = \Phi(1.5) > \Phi(1.25) = P\{Y \leq 65\}$, 所以选择穿行城市.

(2) 若有 70 min 可用, 计算可得

$$P\{X \leq 70\} = P\left\{\frac{X-50}{10} \leq \frac{70-50}{10}\right\} = \Phi(2),$$

$$P\{Y \leq 70\} = P\left\{\frac{Y-60}{4} \leq \frac{70-60}{4}\right\} = \Phi(2.5),$$

因为 $P\{X \leq 70\} = \Phi(2) < \Phi(2.5) = P\{Y \leq 70\}$, 所以选择绕行城市.

16. 设某仪器上的电子元件寿命 X (单位: h) 服从参数为 $\lambda = \frac{1}{1000}$ 的指数分布, 求: (1) 寿命至少为 1 000 h 的概率; (2) 寿命在 1 000 h 至 1 200 h 之间的概率; (3) 如果已知电子元件已经正常工作 1 000 h, 还能再正常工作 1 000 h 以上的概率.

解 (1) 由题意可知随机变量 X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{1000} e^{-\frac{1}{1000}x}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0. \end{cases}$$

寿命至少为 1 000 h 的概率为

$$P\{X \geq 1000\} = \int_{1000}^{+\infty} f(x) dx = \int_{1000}^{+\infty} \frac{1}{1000} e^{-\frac{1}{1000}x} dx = e^{-1}.$$

(2) 寿命在 1 000 h 至 1 200 h 之间的概率为

$$P\{1000 \leq X \leq 1200\} = \int_{1000}^{1200} f(x) dx = \int_{1000}^{1200} \frac{1}{1000} e^{-\frac{1}{1000}x} dx = e^{-1} - e^{-1.2}.$$

(3) 正常工作 1 000 h 后还能再正常工作 1 000 h 以上的概率为

$$\begin{aligned} P\{X \geq 1000+1000 | X \geq 1000\} &= \frac{P\{X \geq 2000, X \geq 1000\}}{P\{X \geq 1000\}} = \frac{P\{X \geq 2000\}}{P\{X \geq 1000\}} \\ &= \frac{\int_{2000}^{+\infty} \frac{1}{1000} e^{-\frac{1}{1000}x} dx}{\int_{1000}^{+\infty} \frac{1}{1000} e^{-\frac{1}{1000}x} dx} = \frac{e^{-2}}{e^{-1}} = e^{-1}. \end{aligned}$$



17. 设随机变量 X 服从区间 $[a, b]$ 上的均匀分布, 其中 $0 < a < b$. 且 $P\{0 < X < 3\} = \frac{1}{4}$, $P\{X > 4\} = \frac{1}{2}$. 求: (1) 随机变量 X 的概率密度函数; (2) $P\{1 < X < 5\}$.

解 (1) 因为随机变量 X 服从区间 $[a, b]$ 上的均匀分布, 所以其概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

因为

$$P\{0 < X < 3\} = P\{a < X < 3\} = \int_a^3 \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{4},$$

可得 $\frac{3-a}{b-a} = \frac{1}{4}$, 由

$$P\{X > 4\} = \int_4^b \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{2},$$

可得 $\frac{b-4}{b-a} = \frac{1}{2}$, 所以可得方程组

$$\begin{cases} \frac{3-a}{b-a} = \frac{1}{4}, \\ \frac{b-4}{b-a} = \frac{1}{2}, \end{cases} \quad \text{解得} \begin{cases} a=2, \\ b=6, \end{cases}$$

所以

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{4}, & 2 < x < 6, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

$$(2) P\{1 < X < 5\} = \int_1^5 f(x) dx = \int_1^2 0 dx + \int_2^5 \frac{1}{4} dx = \frac{3}{4}.$$

18. 设随机变量 X 服从 $(0, 10)$ 上的均匀分布, 现对 X 进行 4 次独立观测, 试求至少有 3 次观测值大于 5 的概率.

解 设 Y 表示 4 次独立观测中, 观测值大于 5 的次数, p 为观测值大于 5 的概率, 则 $Y \sim b(4, p)$. 由题意可知随机变量 X 的概率密度函数为

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{10}, & 0 < x < 10, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$$

观测值大于 5 的概率为

$$p = P\{X > 5\} = \int_5^{10} \frac{1}{10} dx = \frac{1}{2}.$$

所以至少有 3 次观测值大于 5 的概率为



$$P\{Y \geq 3\} = P\{X=3\} + P\{X=4\} = C_4^3 p^3 (1-p)^1 + C_4^4 p^4 (1-p)^0 = \frac{5}{16}.$$

19. 设随机变量 X 和 Y 具有相同的概率密度函数, X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{3}{8}x^2, & 0 < x < 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

若已知事件 $A = \{X > a\}$ 和 $B = \{Y > a\}$ 相互独立, 且 $P(A \cup B) = \frac{3}{4}$, 求常数 a .

解 因为事件 A 与 B 独立, 所以

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

而

$$P(A) = P\{X > a\} = \int_a^2 \frac{3}{8}x^2 dx = 1 - \frac{a^3}{8},$$

$$P(B) = P\{Y > a\} = \int_a^2 \frac{3}{8}y^2 dy = 1 - \frac{a^3}{8},$$

故有

$$2\left(1 - \frac{a^3}{8}\right) - \left(1 - \frac{a^3}{8}\right)^2 = \frac{3}{4},$$

解得 $1 - \frac{a^3}{8} = \frac{1}{2}$ 或 $1 - \frac{a^3}{8} = \frac{3}{2}$, 于是可得 $a = \pm \sqrt[3]{4}$. 又因为 $P(A \cup B) = \frac{3}{4}$, 可知 $0 < P(A) < 1$, 所以 $0 < a < 2$,

常数 $a = \sqrt[3]{4}$.

20. 若 $\alpha = 0.005$, 计算标准正态分布上 α 分位点: z_α 和 $z_{\frac{\alpha}{2}}$.

解 设随机变量 $Z \sim N(0, 1)$, 由标准正态分布上 α 分位点的定义可知

$$P\{Z > z_\alpha\} = \alpha.$$

当 $\alpha = 0.005$ 时, $P\{Z > z_{0.005}\} = 0.005$, 于是可知

$$P\{Z > z_{0.005}\} = 1 - P\{Z \leq z_{0.005}\} = 1 - \Phi(z_{0.005}) = 0.005,$$

进而有 $\Phi(z_{0.005}) = 0.995$, 查表可知 $z_{0.005} \approx 2.575$.

同理可得 $z_{0.0025} \approx 2.81$.

21. 设一部机器在一天内发生故障的概率为 0.2, 机器发生故障时全天停止工作. 若一周 5 个工作日里无故障可获利润 10 万元, 发生一次故障可获利润 5 万元, 发生两次故障可获利润 0 元; 发生三次或三次以上故障就要亏损 2 万元, 求一周内利润的分布律.

解 设 X 表示一周内机器发生故障的次数, Y 表示一周内的利润, 由题意可知 $X \sim b(5, 0.2)$, Y 的可能取值为 $-2, 0, 5, 10$, 且

$$P\{Y = -2\} = P\{X \geq 3\} = P\{X=3\} + P\{X=4\} + P\{X=5\} \approx 0.0579,$$

$$P\{Y = 0\} = P\{X = 2\} = C_5^2 \cdot 0.2^2 \cdot 0.8^3 = 0.2048,$$

$$P\{Y = 5\} = P\{X = 1\} = C_5^1 \cdot 0.2^1 \cdot 0.8^4 = 0.4096,$$

$$P\{Y = 10\} = P\{X = 0\} = C_5^0 \cdot 0.2^0 \cdot 0.8^5 \approx 0.3277,$$

一周内利润的分布律为



Y	-2	0	5	10
P	0.057 9	0.204 8	0.409 6	0.327 7

22. 某工厂生产的零件直径 X (单位: cm) 服从正态分布 $N(10, 1)$. 零件直径在 9 cm 到 11 cm 之间为合格品, 销售一个合格品可获利 10 元, 销售一个直径小于 9 cm 的零件没有利润, 销售一个直径大于 11 cm 的零件亏损 2 元. 求销售一个零件获得利润 Y (单位: 元) 的概率分布.

解 Y 的可能取值为 -2, 0, 10. 由题意可知随机变量 $X \sim N(10, 1)$, 则有

$$P\{Y=-2\} = P\{X>11\} = P\left\{\frac{X-10}{1} > \frac{11-10}{1}\right\} = 1 - \Phi(1),$$

$$P\{Y=0\} = P\{X<9\} = P\left\{\frac{X-10}{1} < \frac{9-10}{1}\right\} = 1 - \Phi(1),$$

$$P\{Y=10\} = P\{9 \leq X \leq 11\} = P\left\{\frac{9-10}{1} \leq \frac{X-10}{1} \leq \frac{11-10}{1}\right\} = 2\Phi(1) - 1,$$

故每销售一个零件所获得利润的分布律为

Y	-2	0	10
P	$1 - \Phi(1)$	$1 - \Phi(1)$	$2\Phi(1) - 1$

其中 $\Phi(x)$ 是标准正态分布的分布函数.

23. 设随机变量 X 的分布律为

X	-1	0	1	2	$\frac{5}{2}$
P	$\frac{1}{5}$	$\frac{1}{10}$	$\frac{1}{10}$	$\frac{3}{10}$	$\frac{3}{10}$

求 $Y = (X-1)^2$ 的分布律.

解 Y 的可能取值为 0, 1, $\frac{9}{4}$, 4, 且

$$P\{Y=0\} = P\{X=1\} = \frac{1}{10}, \quad P\{Y=1\} = P\{X=0\} + P\{X=2\} = \frac{2}{5},$$

$$P\left\{Y=\frac{9}{4}\right\} = P\left\{X=\frac{5}{2}\right\} = \frac{3}{10}, \quad P\{Y=4\} = P\{X=-1\} = \frac{1}{5},$$

故 $Y = (X-1)^2$ 的分布律为

Y	0	1	$\frac{9}{4}$	4
p	$\frac{1}{10}$	$\frac{2}{5}$	$\frac{3}{10}$	$\frac{1}{5}$

24. 设随机变量 X 的概率密度函数为 $f_X(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x > 0, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$ 求随机变量 $Y = e^X$ 的概率密度函



数 $f_Y(y)$.

解 因为当 $x > 0$ 时, 函数 $f_X(x) \neq 0$, 故只需考虑区间 $(0, +\infty)$ 上函数 $y = e^x$ 的性质. 在区间 $(0, +\infty)$ 上 $y = e^x$ 为单调函数, 其反函数记为 $h(y)$, 即 $x = h(y) = \ln y$, 且有 $y = e^x > 1$, 于是有

$$f_Y(y) = f_X(h(y)) |h'(y)| = e^{-\ln y} \cdot \frac{1}{y} = \frac{1}{y^2}, \quad y > 1,$$

所以随机变量 Y 的概率密度为

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{y^2}, & y > 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

25. 设随机变量 X 服从区间 $(-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2})$ 上的均匀分布, 求 $Y = \tan X$ 的分布.

解 由题意可知, 随机变量 X 的概率密度为

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{\pi}, & -\frac{\pi}{2} < x < \frac{\pi}{2}, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

方法一: 设随机变量 Y 的分布函数为 $F_Y(y)$, 有

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P\{Y \leq y\} = P\{\tan X \leq y\} = P\{X \leq \arctan y\} \\ &= \int_{-\infty}^{\arctan y} f_X(x) dx = \int_{-\frac{\pi}{2}}^{\arctan y} \frac{1}{\pi} dx = \frac{1}{\pi} \arctan y + \frac{1}{2}, \end{aligned}$$

故 Y 的分布函数为

$$F_Y(y) = \frac{1}{\pi} \arctan y + \frac{1}{2}, \quad -\infty < y < +\infty.$$

进一步可得到 Y 的概率密度函数为

$$f_Y(y) = F'_Y(y) = \frac{1}{\pi(1+y^2)}, \quad -\infty < y < +\infty.$$

方法二: 因为仅当 $-\frac{\pi}{2} < x < \frac{\pi}{2}$ 时, 函数 $f_X(x) \neq 0$, 故只需考虑 $y = \tan x$ 在区间 $(-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2})$ 上的性质. $y = \tan x$ 在区间 $(-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2})$ 是单调函数, 故存在反函数为

$$x = h(y) = \arctan y, \quad -\infty < y < +\infty,$$

由此可知 Y 的概率密度函数为

$$f_Y(y) = f_X(h(y)) |h'(y)| = \frac{1}{\pi(1+y^2)}, \quad -\infty < y < +\infty.$$

26. 设随机变量 X 的概率密度函数为 $f_X(x) = \begin{cases} 1-|x|, & -1 < x < 1, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$ 求随机变量 $Y = X^2 + 1$ 的分布函数与概率密度函数.

解 方法一: 设随机变量 Y 的分布函数为 $F_Y(y)$, 概率密度函数为 $f_Y(y)$, 由分布函数定义可知



$$F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{X^2 + 1 \leq y\},$$

当 $y \leq 1$ 时, $F_Y(y) = P\{X^2 + 1 \leq y\} = 0$; 当 $y > 1$ 时,

$$F_Y(y) = P\{X^2 + 1 \leq y\} = P\{-\sqrt{y-1} \leq X \leq \sqrt{y-1}\} = \int_{-\sqrt{y-1}}^{\sqrt{y-1}} f_X(x) dx.$$

进一步地, 当 $\sqrt{1-y} < 1$ 即 $1 < y < 2$ 时,

$$F_Y(y) = \int_{-\sqrt{y-1}}^{\sqrt{y-1}} f_X(x) dx = \int_{-\sqrt{y-1}}^{\sqrt{y-1}} (1 - |x|) dx = 2 \int_0^{\sqrt{y-1}} (1 - x) dx = 2\sqrt{y-1} - y + 1,$$

当 $y \geq 2$ 时,

$$F_Y(y) = \int_{-\sqrt{y-1}}^{\sqrt{y-1}} f_X(x) dx = \int_{-1}^1 (1 - |x|) dx = 1.$$

综上所述, 随机变量 Y 的分布函数为

$$F_Y(y) = \begin{cases} 0, & y \leq 1, \\ 2\sqrt{y-1} - y + 1, & 1 < y < 2, \\ 1, & y \geq 2, \end{cases}$$

从而随机变量 Y 的概率密度函数为

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{y-1}} - 1, & 1 < y < 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

方法二: 因为仅当 $-1 < x < 1$ 时, 函数 $f_X(x) \neq 0$, 只需考虑当 $-1 < x < 1$ 时, 函数 $y = x^2 + 1$ 的性质. 记 $I_1 = (-1, 0)$, $I_2 = [0, 1)$, 可知函数 $y = x^2 + 1$ 在区间 I_1, I_2 上均是单调函数, 反函数分别记为 $h_1(y), h_2(y)$, 即在区间 I_1 上,

$$x = h_1(y) = -\sqrt{y-1}, \quad 1 < y < 2,$$

在区间 I_2 上,

$$x = h_2(y) = \sqrt{y-1}, \quad 1 \leq y < 2,$$

所以当 $1 < y < 2$ 时, 有

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= f_X(h_1(y)) |h_1'(y)| + f_X(h_2(y)) |h_2'(y)| \\ &= (1 - |h_1(y)|) \frac{1}{2\sqrt{y-1}} + (1 - |h_2(y)|) \frac{1}{2\sqrt{y-1}} \\ &= \frac{1}{\sqrt{y-1}} - 1, \end{aligned}$$

即随机变量 Y 的概率密度函数为

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{y-1}} - 1, & 1 < y < 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

27. 设随机变量 X 服从标准正态分布 $N(0, 1)$, 求 (1) $Y = 2X^2 + 1$ 的概率密度函数 $f_Y(y)$; (2) $Z = |X|$ 的概率密度函数 $f_Z(z)$.

解 (1) 由题意可知, 随机变量 X 的概率密度函数为



$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, \quad -\infty < x < +\infty.$$

设随机变量 Y 的分布函数为 $F_Y(y)$, 由分布函数定义可知

$$F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{2X^2 + 1 \leq y\}.$$

当 $y < 1$ 时,

$$F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{2X^2 + 1 \leq y\} = P(\emptyset) = 0;$$

当 $y \geq 1$ 时,

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P\{Y \leq y\} = P\{2X^2 + 1 \leq y\} = P\left\{-\sqrt{\frac{y-1}{2}} \leq X \leq \sqrt{\frac{y-1}{2}}\right\} \\ &= \Phi\left(\sqrt{\frac{y-1}{2}}\right) - \Phi\left(-\sqrt{\frac{y-1}{2}}\right) = 2\Phi\left(\sqrt{\frac{y-1}{2}}\right) - 1, \end{aligned}$$

于是随机变量 Y 的分布函数为

$$F_Y(y) = \begin{cases} 2\Phi\left(\sqrt{\frac{y-1}{2}}\right) - 1, & y \geq 1, \\ 0, & y < 1, \end{cases}$$

从而可得 Y 的概率密度函数为

$$f_Y(y) = F'_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{\pi(y-1)}} e^{-\frac{y-1}{4}}, & y > 1, \\ 0, & y \leq 1. \end{cases}$$

(2) 设随机变量 Z 的分布函数为 $F_Z(z)$, 由分布函数定义可知

$$F_Z(z) = P\{Z \leq z\} = P\{|X| \leq z\}.$$

当 $z < 0$ 时,

$$F_Z(z) = P\{Z \leq z\} = P\{|X| \leq z\} = P(\emptyset) = 0;$$

当 $z \geq 0$ 时,

$$F_Z(z) = P\{Z \leq z\} = P\{|X| \leq z\} = P\{-z \leq X \leq z\} = \int_{-z}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx,$$

从而可得 Z 的概率密度为

$$f_Z(z) = F'_Z(z) = \begin{cases} \sqrt{\frac{2}{\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}}, & z \geq 0, \\ 0, & z < 0. \end{cases}$$

习 题 3

1. 从 1, 2, 3 三个数字中任取两个数. 考虑两种取法: (1) 第一次取数后放回再取第二次; (2) 第一次取数后不放回再取第二次. 记第一次取数为 X , 第二次取数为 Y , 分别就两种取数方法求 (X, Y) 的联合分布律.



第三章 第一节

3-1. 从1,2,3三个数字中任取两个数. 考虑两种取法: (1) 第一次取数后放回再取第二次; (2) 第一次取数后不放回再取第二次. 记第一次取数为 X , 第二次取数为 Y , 分别就两种取数方法求 (X, Y) 的联合分布律.

(1) $P\{X=i, Y=j\} = \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{9}, i, j = 1, 2, 3.$

所以 (X, Y) 的联合分布律为

		X		
	Y	1	2	3
1		$\frac{1}{9}$	$\frac{1}{9}$	$\frac{1}{9}$
2		$\frac{1}{9}$	$\frac{1}{9}$	$\frac{1}{9}$
3		$\frac{1}{9}$	$\frac{1}{9}$	$\frac{1}{9}$

(2) $P\{X=Y\} = 0, P\{X=i, Y=j\} = \frac{1}{3} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{6}, i \neq j, i, j = 1, 2, 3.$

所以 (X, Y) 的联合分布律

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

3-2. 袋子中装有2只黑球, 3只红球, 3只白球, 在其中任取4只球, 以 X 表示取到的红球数, 以 Y 表示取到的黑球数, 求 (X, Y) 的联合分布律.

X 的可能取值为 0, 1, 2, 3; Y 的可能取值为 0, 1, 2.

$$\begin{aligned}
 P\{X=0, Y=0\} &= 0 & P\{X=1, Y=0\} &= \frac{C_2^1 C_3^3}{C_8^4} = \frac{3}{70} \\
 P\{X=2, Y=0\} &= \frac{C_3^2 C_3^2}{C_8^4} = \frac{9}{70} & P\{X=3, Y=0\} &= \frac{C_3^1}{C_8^4} = \frac{3}{70} \\
 P\{X=0, Y=1\} &= \frac{C_2^1}{C_8^4} = \frac{2}{70} = \frac{1}{35} & P\{X=1, Y=1\} &= \frac{C_2^2 C_3^1 C_3^1}{C_8^4} = \frac{9}{35} \\
 P\{X=2, Y=1\} &= \frac{C_3^1 C_2^1 C_3^1}{C_8^4} = \frac{9}{35} & P\{X=3, Y=1\} &= \frac{C_2^1}{C_8^4} = \frac{1}{35} \\
 P\{X=0, Y=2\} &= \frac{C_2^2}{C_8^4} = \frac{3}{70} & P\{X=1, Y=2\} &= \frac{C_3^1 C_3^1}{C_8^4} = \frac{9}{70} \\
 P\{X=2, Y=2\} &= \frac{C_3^2}{C_8^4} = \frac{3}{70} & P\{X=3, Y=2\} &= 0
 \end{aligned}$$

		X			
	Y	0	1	2	3
0		0	$\frac{3}{70}$	$\frac{9}{70}$	$\frac{3}{70}$
1		$\frac{1}{35}$	$\frac{9}{35}$	$\frac{9}{35}$	$\frac{1}{35}$
2		$\frac{3}{70}$	$\frac{9}{70}$	$\frac{3}{70}$	0



3-3. 设随机变量 (X, Y) 的分布函数为

$$F(x, y) = A(B + \arctan \frac{x}{2})(C + \arctan \frac{y}{3}),$$

求: (1) 系数 A, B, C ; (2) (X, Y) 的概率密度.

$$1) F(-\infty, y) = A(B - \frac{\pi}{2})(C + \arctan \frac{y}{3}) = 0$$

$$F(x, -\infty) = A(B + \arctan \frac{x}{2})(C - \frac{\pi}{2}) = 0 \quad \text{解得 } A = \frac{1}{\pi^2} \quad B = C = \frac{\pi}{2}$$

$$F(+\infty, +\infty) = A(B + \frac{\pi}{2})(C + \frac{\pi}{2}) = 1$$

$$2) f(x, y) = \frac{\partial^2 (F(x, y))}{\partial x \partial y} = \frac{6}{\pi^2(4+x^2)(9+y^2)}$$

3-4. 设二维随机变量 (X, Y) 具有概率密度

$$f(x, y) = \begin{cases} 2e^{-(2x+y)}, & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

求: (1) (X, Y) 的分布函数; (2) $P\{X \geq Y\}$.

$$1) \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1 = \int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} 2e^{-(2x+y)} dx dy$$

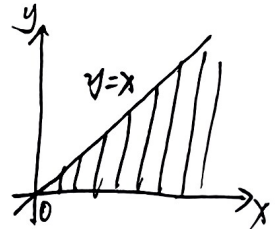
$$\begin{aligned} F(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(x, y) dx dy \quad \xrightarrow{=} \int_0^{+\infty} \\ &= \int_0^x \int_0^y 2e^{-(2x+y)} dx dy \\ &= \int_0^x 2e^{-2x} dx \int_0^y e^{-y} dy = (1 - e^{-2x})(1 - e^{-y}) \end{aligned}$$

$$f(x, y) = \begin{cases} (1 - e^{-2x})(1 - e^{-y}), & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$2) P\{x \geq y\} = \iint_{x \geq y} f(x, y) dx dy = \int_0^{+\infty} \int_0^x 2e^{-(2x+y)} dx dy$$

$$= \int_0^{+\infty} (2e^{-2x} - 2e^{-3x}) dx = \frac{1}{3}$$

-25-



扫码使用

夸克扫描王



3-5. 设二维随机变量 (X, Y) 的分布函数为

$$F(x, y) = \begin{cases} k(1 - e^{-x})(1 - e^{-y}), & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

求: (1) 常数 k 的值; (2) (X, Y) 的概率密度.

(1) 由分布函数的性质

$$F(+\infty, +\infty) = \lim_{\substack{x \rightarrow +\infty \\ y \rightarrow +\infty}} k(1 - e^{-x})(1 - e^{-y}) = 1 \quad \therefore k = 1$$

$$(2) f(x, y) = \frac{\partial^2 F(x, y)}{\partial x \partial y} = \begin{cases} e^{-(x+y)}, & x > 0, y > 0 \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

3-6. 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为

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

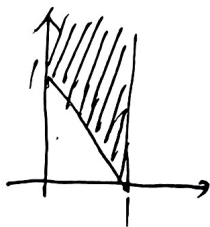
求: (1) 常数 k 的值; (2) $P\{X+Y > 1\}$.

(1) 由概率密度的性质.

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = \int_0^1 \int_0^2 \left(\frac{x}{2} + kxy \right) dy dx = \int_0^1 (x + 2kx) dx = \frac{1}{2} + k = 1$$

$$\therefore k = \frac{1}{2}$$

(2) $x+y > 1$ 如图:



$$P\{X+Y > 1\} = \iint_{x+y > 1} f(x, y) dx dy = \int_0^1 \int_{1-x}^2 \left(\frac{x}{2} + \frac{xy}{2} \right) dy dx$$

$$= \int_0^1 \frac{x}{2} \left(\frac{5}{2} + 2x - \frac{x^2}{2} \right) dx = \frac{43}{48}$$



第三章 第二节

3-7. 设随机变量 (X, Y) 的分布律为

$Y \backslash X$	0	1	2
0	a	$\frac{1}{5}$	$\frac{2}{15}$
1	$\frac{1}{15}$	$\frac{1}{15}$	$\frac{1}{3}$

求: (1) 常数 a 的值;

(2) X, Y 的边缘分布律.

(1) $a + \frac{1}{3} + \frac{2}{15} + \frac{1}{15} + \frac{1}{15} + \frac{1}{3} = 1$
 $\therefore a = \frac{1}{3}$

(2) X 的边缘分布律.

Y 的边缘分布律

X	0	1	2
P	$\frac{4}{15}$	$\frac{4}{15}$	$\frac{7}{15}$

Y	0	1
P	$\frac{8}{15}$	$\frac{7}{15}$

3-8. 设随机变量 (X, Y) 的分布律为

$Y \backslash X$	0	1	2	3
0	a	0.2	0.2	0.1
1	0.2	0.1	0.1	b

又知 $P\{Y=0\} = 0.55$, 求:

(1) 常数 a, b 的值;

(2) X, Y 的边缘分布律.

(1)

$P\{Y=0\} = 0.55$
 $\therefore a + 0.2 + 0.2 + 0.1 = 0.55$
 $\therefore a = 0.05$
 $0.55 + 0.2 + 0.1 + 0.1 + b = 1$
 $\therefore b = 0.05$

(2) X 的边缘分布律.

X	0	1	2	3
P	0.25	0.3	0.3	0.15

Y 的边缘分布律:

Y	0	1
P	0.55	0.45



3-9. 设随机变量 (X, Y) 的概率密度为

$$f(x, y) = \frac{k}{(1+y^2)(1+x^2)}, -\infty < x < +\infty, -\infty < y < +\infty,$$

求: (1) 常数 k 的值; (2) X 和 Y 的边缘概率密度.

$$(1) \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{k}{(1+y^2)(1+x^2)} dx dy = k \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{1+x^2} dx \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{1+y^2} dy = k\pi^2 = 1$$

$$\therefore k = \frac{1}{\pi^2}$$

$$(2) f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\pi^2 (1+x^2)(1+y^2)} dy = \frac{1}{\pi(1+x^2)}, -\infty < x < +\infty$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\pi^2 (1+x^2)(1+y^2)} dx = \frac{1}{\pi(1+y^2)}, -\infty < y < +\infty,$$

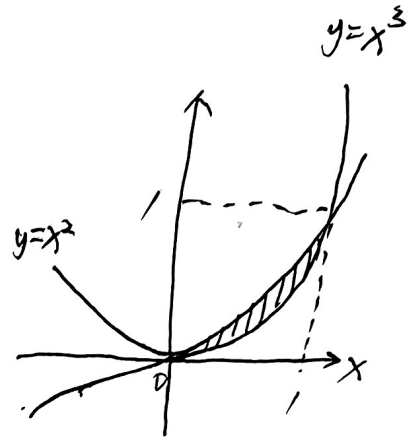


3-10. 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} k, & (x, y) \in D, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

其中 $D = \{(x, y) | 0 < x^3 < y < x^2\}$. 求:

- (1) 常数 k 的值; (2) 边缘概率密度 $f_X(x), f_Y(y)$.



~~$f(x, y) = f$~~

$$(1) \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = \iint_D k dx dy = k \left(\frac{1}{3} - \frac{1}{4} \right) = 1 \therefore k = 12$$

$$(2) \begin{aligned} \text{当 } 0 < x < 1 \\ f_X(x) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_{-\infty}^{x^3} 0 dy + \int_{x^3}^{x^2} 12 dy + \int_{x^2}^{+\infty} 0 dy \\ &= 12(x^2 - x^3) \end{aligned}$$

当 $x \leq 0, x \geq 1$

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_{-\infty}^{+\infty} 0 dy = 0$$

$$\therefore X \text{ 的边缘概率密度为 } f_X(x) = \begin{cases} 12(x^2 - x^3) & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

当 $0 < y < 1$ 时

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_{\sqrt[3]{y}}^{\sqrt{y}} 0 dx + \int_{\sqrt{y}}^{\sqrt[3]{y}} 12 dx \\ &= 12(\sqrt[3]{y} - \sqrt{y}) \end{aligned}$$

$$Y \text{ 的边缘概率密度 } f_Y(y) = \begin{cases} 12(\sqrt[3]{y} - \sqrt{y}) & , 0 < y < 1 \\ 0 & , \text{其他} \end{cases}$$



第三章 第三节

3-8. 设随机变量 (X, Y) 的分布律为

	X	0	1	2	3
Y	0	a	0.2	0.2	0.1
	1	0.2	0.1	0.1	b

又知 $P\{Y=0\} = 0.55$, 求:

- (1) 在 $X=1$ 的条件下, Y 的分布律; (2) $P\{X < 2 | Y=1\}$.

1) $P\{Y=0\} = a + 0.2 + 0.2 + 0.1 = 0.55 \quad \therefore a = 0.05$

$\therefore 0.55 + 0.2 + 0.1 + 0.1 + b = 1 \quad \therefore b = 0.05$

$\therefore P\{X=1\} = 0.2 + 0.1 = 0.3$

$P\{Y=0 | X=1\} = \frac{P\{X=1, Y=0\}}{P\{X=1\}} = \frac{2}{3}$

$P\{Y=1 | X=1\} = \frac{P\{X=1, Y=1\}}{P\{X=1\}} = \frac{1}{3}$

Y	0	1
$P\{Y=k X=1\}$	$\frac{2}{3}$	$\frac{1}{3}$

(2) $P\{X < 2 | Y=1\} = \frac{P\{X < 2, Y=1\}}{P\{Y=1\}} = \frac{P\{X=0, Y=1\} + P\{X=1, Y=1\}}{P\{Y=1\}}$
 $= \frac{0.2 + 0.1}{0.45} = \frac{2}{3}$



3-10. 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} k, & (x, y) \in D, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

其中 $D = \{(x, y) | 0 < x^3 < y < x^2\}$. 求条件概率密度 $f_{X|Y}(x|y), f_{Y|X}(y|x)$.

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = \iint_D k dx dy = k \left(\frac{1}{3} - \frac{1}{4} \right) = 1 \quad \therefore k = 12$$

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_{-\infty}^{x^3} 0 dy + \int_{x^3}^{x^2} 12 dy + \int_{x^2}^{+\infty} 0 dy \\ &= 12(x^2 - x^3) \end{aligned}$$

若 $x \leq 0$ 或 $x \geq 1$, 对任意 y , $f(x, y) = 0$

$$\therefore f_X(x) = \begin{cases} 12(x^2 - x^3), & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

$$\cancel{x^3 < x^2} \quad \& \quad 0 < x^3 < x^2$$

$$\therefore x \in (0, 1)$$

$$\text{同理} \quad f_Y(y) = \begin{cases} 12(\sqrt[3]{y} - \sqrt{y}) & 0 < y < 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

当 $0 < y < 1$ 时 $f_Y(y) > 0$, ~~在 y 的条件下~~

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} = \frac{12}{12(\sqrt[3]{y} - \sqrt{y})} = \frac{1}{\sqrt[3]{y} - \sqrt{y}}, \quad \sqrt{y} < x < \sqrt[3]{y}$$

$$\therefore f_{X|Y}(x|y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt[3]{y} - \sqrt{y}} & 0 < y < 1, \sqrt{y} < x < \sqrt[3]{y} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

当 $0 < x < 1$ 时, $f_X(x) > 0$, ~~在 x 的条件下~~

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)} = \frac{12}{12(x^2 - x^3)} = \frac{1}{x^2 - x^3}, \quad x^3 < y < x^2$$

$$\therefore f_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} \frac{1}{x^2 - x^3}, & 0 < x < 1, x^3 < y < x^2, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$



3-11. 设随机变量 (X, Y) 的概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} 6(1-y), & 0 < x < y < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

求条件概率密度 $f_{X|Y}(x|y), f_{Y|X}(y|x)$.

若 $0 < x < 1$, 当 $x < y < 1$ 时有 $f(x, y) = 6(1-y)$

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_{-\infty}^x 0 dy + \int_x^1 6(1-y) dy + \int_1^{+\infty} 0 dy$$

$$= 3(x-1)^2$$

若 $x \leq 0$ 或 $x \geq 1$, 对任意 y 均有 $f(x, y) = 0$,

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_{-\infty}^{+\infty} 0 dy = 0$$

$$\therefore f_X(x) = \begin{cases} 3(x-1)^2, & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

同理, $f_Y(y) = \begin{cases} 6y(1-y), & 0 < y < 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$

当 $0 < x < 1$ 时 $f_X(x) > 0$, 在 $X=x$ 的条件下, Y 的

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)} = \begin{cases} \frac{6(1-y)}{3(x-1)^2}, & 0 < x < y < 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

当 $0 < y < 1$ 时, $f_Y(y) > 0$, 在 $Y=y$ 的条件下,

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



3-12. 设某机场日到港人数 X 服从参数为 $\lambda (\lambda > 0)$ 的泊松分布, 从机场到市区可选择乘坐巴士或不坐巴士, 每位旅客选择乘坐巴士到市区的概率为 $p (0 < p < 1)$, 且每位旅客乘坐巴士与否相互独立, 以 Y 表示选择乘坐巴士的人数. 求二维随机变量 (X, Y) 的概率分布.

由二维随机变量 (X, Y) 的分布律与边缘分布和条件分布律的关系

$$P\{X=m, Y=n\} = P\{X=m\} P\{Y=n|X=m\}, \quad \begin{matrix} n=0, 1, \dots, m \\ m=0, 1, 2, \dots \end{matrix}$$

$$P\{X=m\} = \frac{\lambda^m e^{-\lambda}}{m!}, \quad m=0, 1, \dots$$

在到港人数为 m 的条件下, 乘坐巴士的人数 $Y \sim b(m, p)$ 可知.

$$P\{Y=n|X=m\} = C_m^n p^n (1-p)^{m-n}$$

$$\begin{aligned} \therefore P\{X=m, Y=n\} &= P\{X=m\} P\{Y=n|X=m\} \\ &= C_m^n p^n (1-p)^{m-n} \frac{\lambda^m e^{-\lambda}}{m!}, \quad \begin{matrix} n=0, 1, \dots, m \\ m=0, 1, 2, \dots \end{matrix} \end{aligned}$$



第三章 第四节

3-13. 设随机变量 X 与 Y 相互独立, 分布律为

X	-1	0	1
p_k	0.3	0.2	0.5

Y	-1	1
p_k	0.2	0.8

求:

- (1) (X, Y) 的分布律; (2) 求概率 $P\{X=Y\}$;
 (3) 求关于 t 的方程 $t^2 + 2tX + Y + \frac{3}{2} = 0$ 有实根的概率.

(1) $\because X$ 与 Y 相互独立, $P_{ij} = P_i \cdot P_j$

	X		
	-1	0	1
-1	0.06	0.04	0.1
1	0.24	0.16	0.4

(2) $P\{X=Y\} = P\{X=-1, Y=-1\} + P\{X=1, Y=1\} = 0.06 + 0.4 = 0.46$

(3) $\Delta = (2X)^2 - 4(Y + \frac{3}{2}) \geq 0$

$\therefore P\{(2X)^2 - 4(Y + \frac{3}{2}) \geq 0\}$

$= P\{X^2 \geq Y + \frac{3}{2}\} = P\{X=-1, Y=-1\} + P\{X=1, Y=-1\}$

$= 0.06 + 0.1 = 0.16.$



3-14. 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为

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

求:

(1) 常数 k 的值;

(2) 边缘概率密度 $f_X(x), f_Y(y)$;

(3) 条件概率密度 $f_{X|Y}(x|y), f_{Y|X}(y|x)$; (4) 判断 X 与 Y 是否相互独立.

$$(1) \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = \int_0^1 dy \int_{-\sqrt{y}}^{\sqrt{y}} kx^2y dx = k \int_0^1 \frac{2}{3} y^{\frac{5}{2}} dy = \frac{4}{21} k = 1$$

$$\therefore k = \frac{21}{4}$$

(2) 若 $-1 \leq x \leq 1$, 对于固定的 x , 当 $x^2 \leq y \leq 1$ 时, $f(x, y) = \frac{21}{4} x^2 y$, 当 $y < x^2$ 或 $y > 1$ 时 $f(x, y) = 0$.

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_{-\infty}^{x^2} 0 dy + \int_{x^2}^1 \frac{21}{4} x^2 y dy + \int_1^{+\infty} 0 dy \\ &= \frac{21}{8} x^2 (1 - x^4) \end{aligned}$$

若 $x < -1$ 或 $x > 1$, 对于任意的 y , 均有 $f(x, y) = 0$

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_{-\infty}^{+\infty} 0 dy = 0$$

$$\therefore f_X(x) = \begin{cases} \frac{21}{8} x^2 (1 - x^4) & -1 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

(3) 当 $-1 < x < 1$ 时, $f_X(x) > 0$, 在 $X=x$ 的条件下的条件概率密度 $f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)} = \begin{cases} \frac{2y}{1-x^4} & x^2 \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$
 当 $0 < y < 1$ 时 $f_Y(y) > 0$, 在 $Y=y$ 的条件下的条件概率密度 $f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} = \begin{cases} \frac{3}{2} x y^{-\frac{3}{2}} & -\sqrt{y} < x < \sqrt{y} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$

(4) $f(x, y) \neq f_X(x) f_Y(y) \therefore X$ 与 Y 不独立.



3-15. 设随机变量 (X, Y) 的分布律为:

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

求:

(1) X, Y 的边缘分布律;

(2) $P\{X=2|Y=2\}$;

$$(2) P\{X=2|Y=2\} = \frac{P\{X=2, Y=2\}}{P\{Y=2\}} = \frac{1}{5}$$

(3) $P\{X+Y > 2\}$;

(4) X 与 Y 是否相互独立.

1)

X	-1	0	2	3
P	$\frac{3}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{1}{8}$

Y	0	2
P	$\frac{3}{8}$	$\frac{5}{8}$

$$(3) P\{X+Y > 2\} = P\{X=2, Y=2\} + P\{X=3, Y=0\} + P\{X=3, Y=2\}$$

$$= \frac{1}{8} + 0 + \frac{1}{8} = \frac{1}{4}$$

$$(4) \neq 0 = P\{X=-1, Y=0\} \neq P\{X=-1\} P\{Y=0\} = \frac{9}{64}$$

$\therefore X$ 与 Y 不相互独立.

3-18. 设随机变量 $X \sim b\left(1, \frac{2}{5}\right)$, 随机变量 $Y \sim N(1, 4)$, 且 X, Y 相互独立, 求概率

$P\{X-Y \leq 1\}$.

$\because X \sim b\left(1, \frac{2}{5}\right) \therefore X$ 的分布律为

X	0	1
P	$\frac{3}{5}$	$\frac{2}{5}$

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

$$= P\{X=0\} P\{Y \geq -1 | X=0\} + P\{X=1\} P\{Y \geq 0 | X=1\}$$

$\because X$ 与 Y 相互独立 $\therefore P\{Y \geq -1 | X=0\} = P\{Y \geq -1\}, P\{Y \geq 0 | X=1\} = P\{Y \geq 0\}$.

$$\therefore P\{X-Y \leq 1\} = P\{X=0\} P\{Y \geq -1\} + P\{X=1\} P\{Y \geq 0\}$$

$$\because Y \sim N(1, 4) \therefore P\{Y \geq -1\} = P\left\{\frac{Y-1}{2} \geq \frac{-1-1}{2}\right\} = 1 - \Phi(-1) = \Phi(1)$$

$$P\{Y \geq 0\} = P\left\{\frac{Y-1}{2} \geq \frac{0-1}{2}\right\} = 1 - \Phi\left(-\frac{1}{2}\right) = \Phi\left(\frac{1}{2}\right)$$

$$\therefore P\{X-Y \leq 1\} = P\{X=0\} P\{Y \geq -1\} + P\{X=1\} P\{Y \geq 0\} = \frac{3}{5} \Phi(1) + \frac{2}{5} \Phi\left(\frac{1}{2}\right) \approx 0.78139$$

扫码使用

夸克扫描王



第三章 第五节

3-15. 设随机变量 (X, Y) 的分布律如下:

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

求: (1) $M = \max\{X, Y\}$ 的分布律; (2) $N = \min\{X, Y\}$ 的分布律;

(3) $Z = X^2 - 3Y$ 的分布律.

(1) $M = \max\{X, Y\}$ 的可能取值为 0, 2, 3. 分布律 (2) 可能取值为 -1, 0, 2, 分布律:

$M = \max\{X, Y\}$	0	2	3
P	$\frac{1}{8}$	$\frac{3}{4}$	$\frac{1}{8}$

$N = \min\{X, Y\}$	-1	0	2
P	$\frac{3}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{1}{4}$

(3) $Z = X^2 - 3Y$ 的可能取值为 -6, -5, -2, 0, 1, 3, 4, 9. 分布律:

$Z = X^2 - 3Y$	-6	-5	-2	0	1	3	4	9
P	0	$\frac{3}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	0	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{4}$	0

3-16. 设随机变量 X 与 Y 相互独立, 且 X 服从区间 $(0, 1)$ 上的均匀分布, Y 服从参数

为 $\frac{1}{8}$ 的指数分布. 求: (1) 概率 $P\{X^2 > Y\}$; (2) $Z = X + Y$ 的概率密度 $f_Z(z)$.

(1) $f_X(x) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ $f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{8} e^{-\frac{y}{8}}, & y > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$

$\because X$ 与 Y 相互独立 $\therefore f(x, y) = f_X(x) f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{8} e^{-\frac{y}{8}}, & 0 < x < 1, y > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$

$P\{X^2 > Y\} = \iint_{x^2 > y} f(x, y) dx dy = \int_0^1 \left[\int_0^{x^2} \frac{1}{8} e^{-\frac{y}{8}} dy \right] dx = \int_0^1 (1 - e^{-\frac{x^2}{8}}) dx$
 $= 1 - \int_0^1 e^{-\frac{x^2}{8}} dx = 1 - 2\sqrt{2\pi} \int_0^{\frac{1}{2\sqrt{2\pi}}} \frac{1}{2\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{8}} dx$

$= 1 - 2\sqrt{2\pi} (\Phi(\frac{1}{2}) - \Phi(0)) = 1 - \sqrt{2\pi} (2\Phi(\frac{1}{2}) - 1)$

(2) $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(z-y) f_Y(y) dy$ 当 $0 < z-y < 1, y > 0$ 时 $f_X(z-y) f_Y(y) \neq 0$; $z \leq 0$ 时 $f_X(z-y) f_Y(y) = 0$
 当 $0 < z < 1$ 时 $f_Z(z) = \int_0^z \frac{1}{8} e^{-\frac{y}{8}} dy = 1 - e^{-\frac{z}{8}}$ 当 $z \geq 1$ 时 $f_Z(z) = \int_{z-1}^z \frac{1}{8} e^{-\frac{y}{8}} dy = e^{-\frac{z-1}{8}} - e^{-\frac{z}{8}}$

区间(0,1)上的均匀分布, Y 服从参数

2) $Z = X + Y$ 的概率密度 $f_Z(z)$.

$$\frac{y}{8}, y > 0$$

, 其他

$$f(y) = \begin{cases} \frac{1}{8} e^{-\frac{y}{8}}, & 0 < y < 1, y > 0 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

$$\left[\int_0^1 e^{-\frac{y}{8}} dy \right] dx = \int_0^1 (1 - e^{-\frac{x}{8}}) dx$$

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2 \cdot 2^2}} dx$$

$$1 - \sqrt{2\pi} \left(\Phi\left(\frac{1}{2}\right) - 1 \right)$$

1, $y > 0$ 时 $f_X(z-y)f_Y(y) \neq 0$; $z \leq 0$ 时

$$f_Z(z) = \int_{z-1}^z \frac{1}{8} e^{-\frac{y}{8}} dy = e^{-\frac{z-1}{8}} - e^{-\frac{z}{8}}, f_Z(z) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{z}{8}} & 0 < z < 1 \\ e^{-\frac{z-1}{8}} - e^{-\frac{z}{8}} & z > 1 \end{cases}$$

$$f_X(z-y)f_Y(y) = 0$$

$$z \leq 0$$

扫码使用

夸克扫描王



3-19. 设 X, Y 分别表示两只不同型号灯泡的寿命, X, Y 相互独立, 它们的概率密度分别为

$$f(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x > 0, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases} \quad \text{和} \quad g(y) = \begin{cases} 2e^{-2y}, & y > 0, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

求 $Z = \frac{X}{Y}$ 的概率密度. $\because X, Y$ 相互独立

$$\therefore f_z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} |y| f_x(zy) f_Y(y) dy = \int_0^{+\infty} ye^{-y^2 z} 2e^{-2y} dy = \int_0^{+\infty} 2ye^{-(2+z)y} dy = \frac{2}{(2+z)^2}$$

当 $z \leq 0$ 时 $f_z(z) = 0$

$$\therefore f_z(z) = \begin{cases} \frac{2}{(2+z)^2}, & z > 0 \\ 0 & z \leq 0 \end{cases}$$

3-20. 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} xe^{-x(1+y)}, & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

求 $Z = XY$ 的概率密度.

$$\text{当 } z > 0, f_z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{|x|} f(x, \frac{z}{x}) dx = \int_0^{+\infty} \frac{1}{x} x e^{-x(1+\frac{z}{x})} dx$$

$$= e^{-z} \int_0^{+\infty} e^{-x} dx = e^{-z}$$

当 $z \leq 0$ 时 $f_z(z) = 0$

$$\therefore f_z(z) = \begin{cases} e^{-z}, & z > 0 \\ 0 & z \leq 0 \end{cases}$$



3-21. 对某种电子装备进行 4 次独立的观测, 观测值记为 X_1, X_2, X_3, X_4 , 设它们均服从正态分布 $N(1, \sigma^2)$. 求:

(1) $Z = \max\{X_1, X_2, X_3, X_4\}$ 的分布函数; (2) 概率 $P\{\max\{X_1, X_2, X_3, X_4\} > 1\}$.

$$\begin{aligned} (1) \quad F_Z(z) &= P\{Z \leq z\} = P\{\max\{X_1, X_2, X_3, X_4\} \leq z\} \\ &= (P\{X_1 \leq z\})^4 = \left[\Phi\left(\frac{z-1}{\sigma}\right)\right]^4 \end{aligned}$$

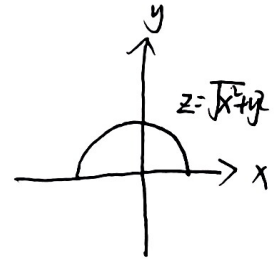
$$\begin{aligned} (2) \quad P\{\max\{X_1, X_2, X_3, X_4\} > 1\} &= 1 - P\{\max\{X_1, X_2, X_3, X_4\} \leq 1\} \\ &= 1 - (P\{X_1 \leq 1\})^4 = 1 - \left(P\left\{\frac{X_1-1}{\sigma} \leq \frac{1-1}{\sigma}\right\}\right)^4 \\ &= 1 - (\Phi(0))^4 = 1 - \left(\frac{1}{2}\right)^4 = \frac{15}{16} \end{aligned}$$

3-22. 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为 $f(x, y) = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{x^2+y^2}{2}}$, 求 $Z = \sqrt{X^2+Y^2}$ 的概率密度.

$$F_Z(z) = P\{Z \leq z\} = P\{\sqrt{X^2+Y^2} \leq z\}$$

$$= \iint_{\sqrt{x^2+y^2} \leq z} f(x, y) dx dy$$

$$\text{当 } z > 0 \text{ 时 } \begin{cases} x = r \cos \theta \\ y = r \sin \theta \end{cases} \quad 0 \leq r \leq z \quad 0 \leq \theta \leq 2\pi$$



$$F_Z(z) = \iint_{\sqrt{x^2+y^2} \leq z} f(x, y) dx dy = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} d\theta \int_0^z r e^{-\frac{r^2}{2}} dr = 1 - e^{-\frac{z^2}{2}}$$

$$\text{当 } z \leq 0 \text{ 时 } f_Z(z) = 0 \quad \therefore F_Z(z) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{z^2}{2}}, & z > 0 \\ 0, & z \leq 0 \end{cases}$$

$$\therefore f_Z(z) = F'_Z(z) = \begin{cases} z e^{-\frac{z^2}{2}}, & z > 0 \\ 0, & z \leq 0 \end{cases}$$

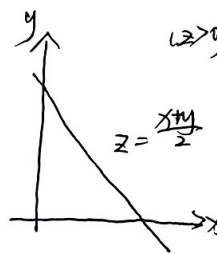


3-23. 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度 $f(x, y) = \begin{cases} e^{-(x+y)}, & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$ 求

$Z = \frac{X+Y}{2}$ 的概率密度.

$$F_Z(z) = P\{Z \leq z\} = P\left\{\frac{X+Y}{2} \leq z\right\} = P\{X+Y \leq 2z\}$$

$$= \iint_{x+y \leq 2z} f(x, y) dx dy$$



当 $x > 0, y > 0$ 时, $f(x, y) = e^{-(x+y)}$ 其他情况均有 $f(x, y) = 0$,

\therefore 当 $z > 0$ 时

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= \iint_{x+y \leq 2z} f(x, y) dx dy = \int_0^{2z} \left(\int_0^{2z-x} e^{-(x+y)} dy \right) dx \\ &= 1 - e^{-2z} - 2ze^{-2z} \end{aligned}$$

当 $z \leq 0$ 时 $f_Z(z) = 0 \quad \therefore$

$$f_Z(z) = F'_Z(z) = \begin{cases} 4ze^{-2z}, & z > 0 \\ 0 & z \leq 0. \end{cases}$$



第四章 第一节

1. 设随机变量 X 的分布律为

X	-2	0	2
P	0.4	0.3	0.3

求 $E(X), E(X^2), E(3X^2+5)$.

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

$$E(X^2) = (-2)^2 \times 0.4 + 0^2 \times 0.3 + 2^2 \times 0.3 = 2.8$$

$$E(3X^2+5) = 3E(X^2) + 5 = 13.4$$

2. 设随机变量 $X \sim P(\lambda)$, 求 $E\left(\frac{1}{X+1}\right)$.

$$P\{X=k\} = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$$

$$\therefore E\left(\frac{1}{X+1}\right) = \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{1}{k+1} \cdot \lambda \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$$

$$= \frac{e^{-\lambda}}{\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{\lambda^{k+1}}{(k+1)!}$$

$$= \frac{e^{-\lambda}}{\lambda} \sum_{i=1}^{+\infty} \frac{\lambda^i}{i!} = \frac{e^{-\lambda}}{\lambda} (e^\lambda - 1) = \frac{1}{\lambda} - \frac{e^{-\lambda}}{\lambda}$$



3. 有两个相互独立工作的电子装置, 它们的寿命 X_1, X_2 (单位: 小时) 服从参数为 λ 的指数分布, 其概率密度为

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

- (1) 若将这两个电子装置串联连接组成整机, 求整机寿命 N 的数学期望;
 (2) 若将这两个电子装置并联连接组成整机, 求整机寿命 M 的数学期望.

(1) $F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$

∵ 串联 ∴ $N = \min\{X_1, X_2\}$ 则 $F_N(z) = 1 - [1 - F(z)]^2 = \begin{cases} 1 - e^{-2\lambda z}, & z > 0 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$

∴ $f_N(z) = F'_N(z) = \begin{cases} 2\lambda e^{-2\lambda z}, & z > 0 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$

∴ $E(N) = \int_{-\infty}^{+\infty} z f_N(z) dz = \int_0^{+\infty} 2\lambda z e^{-2\lambda z} dz = \frac{1}{2\lambda}$

4. 袋中有 N 只球, 其中的白球个数 X 为一随机变量, 已知 $E(X) = n$, 求从袋中任取一球得到的是白球的概率.

记 $A = \{ \text{从袋中任取一球为白球} \}$

由全概率公式 $P(A) = \sum_{k=0}^N P(A|X=k) \cdot P\{X=k\}$

$= \sum_{k=0}^N \frac{k}{N} P\{X=k\} = \frac{1}{N} \sum_{k=0}^N k P\{X=k\}$

$= \frac{1}{N} E(X) = \frac{n}{N}$



5. 某公司生产的机器其无故障工作时间 X (单位:万小时)是一个随机变量,其概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{x^2}, & x > 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

公司每出售一台机器可获利 1600 元,若机器售出后使用 1.2 万小时之内出现故障,则公司予以更换,更换一台机器公司需花费 2800 元;若在 1.2 万小时到 2 万小时内出现故障,则予以维修,维修一台机器公司需花费 400 元;若使用 2 万小时以后出现故障,则公司不予承担售后服务,求该公司售出每台机器的平均获利.

由题意知每台机器利润 Y 可取值为 $-1200, 1200, 1600$,

$$P\{Y = -1200\} = P\{X < 1.2\} = \int_1^{1.2} \frac{1}{x^2} dx = \frac{1}{6}$$

$$P\{Y = 1200\} = P\{1.2 \leq X < 2\} = \int_{1.2}^2 \frac{1}{x^2} dx = \frac{1}{3}$$

$$P\{Y = 1600\} = P\{X > 2\} = \int_2^{+\infty} \frac{1}{x^2} dx = \frac{1}{2}$$

Y	-1200	1200	1600
P	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{2}$

$$\therefore E(Y) = -1200 \times \frac{1}{6} + 1200 \times \frac{1}{3} + 1600 \times \frac{1}{2} = 1000 \text{ (元)}$$



6. 设随机变量 (X, Y) 的概率密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} 12y^2, & 0 < y < x < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

求: $E(X), E(Y), E(XY), E(X^2 + Y^2)$.

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x, y) dx dy = \int_0^1 dx \int_0^x x \cdot 12y^2 dy = \frac{4}{5}$$

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} y f(x, y) dx dy = \int_0^1 dx \int_0^x y \cdot 12y^2 dy = \frac{3}{5}$$

$$E(XY) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy f(x, y) dx dy = \int_0^1 dx \int_0^x xy \cdot 12y^2 dy = \frac{1}{5}$$

$$\begin{aligned} E(X^2 + Y^2) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x^2 + y^2) f(x, y) dx dy \\ &= \int_0^1 dx \int_0^x (x^2 + y^2) \cdot 12y^2 dy = \frac{16}{15}. \end{aligned}$$



7. 一个小班有 n 个同学, 编号为 $1, 2, \dots, n$, 中秋节每人准备一件礼物, 相应的编号为 $1, 2, \dots, n$, 将所有的礼物集中放在一起, 然后每个同学随机取一件, 若取到自己的礼物, 就认为配对成功, 以 X 表示 n 个同学配对成功的个数, 求 $E(X)$.

$$X_i = \begin{cases} 1, & \text{第 } i \text{ 个取得第 } i \text{ 个礼物} \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad i=1, 2, \dots, n.$$

X_i	0	1
P	$1 - \frac{1}{n}$	$\frac{1}{n}$

又由 $X = X_1 + X_2 + \dots + X_n$ 知

$$E(X) = E(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = nE(X_i) = n \cdot \frac{1}{n} = 1$$

8. 某鲜肉经销店, 每日进货量 X (单位: kg) 与顾客的需求量 Y (单位: kg) 是相互独立的随机变量, 且都服从区间 $(10, 20)$ 上的均匀分布. 经销店每售出 1kg 鲜肉可得利润 10 元; 若进货量超过了需求量, 未售出的鲜肉由总店回收制作熟食, 经销店不受损失; 若需求量超过了进货量, 经销店可从总店调剂供应, 调剂的鲜肉每千克获利润 5 元, 试计算鲜肉经销店每天所得利润的数学期望.

设 T 为一天内所得利润 (元)

$$T = g(X, Y) = \begin{cases} 10Y, & X > Y \\ 10X + 5(Y - X), & X \leq Y \end{cases} = \begin{cases} 10Y, & X > Y \\ 5(X + Y), & X \leq Y \end{cases}$$

$$E(T) = E[g(X, Y)] = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x, y) f(x, y) dx dy$$

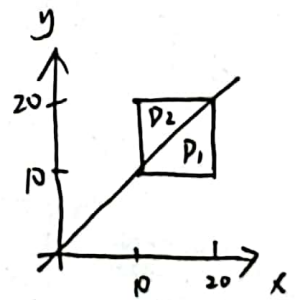
$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{100}, & 10 \leq x \leq 20, 10 \leq y \leq 20, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$E(T) = \iint_{D_1} 10y \cdot \frac{1}{100} dx dy + \iint_{D_2} 5(x+y) \cdot \frac{1}{100} dx dy$$

$$= 0.1 \int_{10}^{20} dy \int_y^{20} y dx + 0.05 \int_{10}^{20} dy \int_{10}^y (x+y) dx$$

$$= 0.1 \int_{10}^{20} (20-y) dy + 0.05 \int_{10}^{20} \left(\frac{3}{2}y^2 - 10y - 50 \right) dy$$

$$= \frac{200}{3} + 5 \times 15 \approx 141.67 \text{ (元)}$$



9. 设随机变量 X 的概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2} \cos \frac{x}{2}, & 0 \leq x \leq \pi, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

对 X 独立地重复观察 4 次, 用 Y 表示观察值大于 $\frac{\pi}{3}$ 的次数, 求 Y^2 的数学期望.

$$P\left\{x > \frac{\pi}{3}\right\} = \int_{\frac{\pi}{3}}^{\pi} \frac{1}{2} \cos \frac{x}{2} dx = \frac{1}{2}, \quad Y \sim b(4, \frac{1}{2})$$

$$E(Y) = 4 \times \frac{1}{2} = 2 \quad D(Y) = 4 \times \frac{1}{2} \times (1 - \frac{1}{2}) = 1$$

$$E(Y^2) = D(Y) + [E(Y)]^2 = 5$$



第四章 第二节

10. 设随机变量 X 服从参数为 λ 的泊松分布, 且 $P\{X=1\} = P\{X=2\}$, 求: $E(X), D(X)$.

$$\because P\{X=1\} = P\{X=2\}$$

$$\therefore \lambda e^{-\lambda} = \frac{\lambda^2}{2} e^{-\lambda}$$

$$\lambda = 2$$

~~$$E(X) = D(X) = 2$$~~

$$\begin{aligned} E(X^2) &= \sum_{k=0}^{+\infty} k^2 \cdot \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} = \sum_{k=0}^{+\infty} (k^2 - k + k) \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} k(k-1) \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} + \sum_{k=0}^{+\infty} k \cdot \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} \\ &= \lambda^2 e^{-\lambda} \sum_{k=2}^{+\infty} \frac{\lambda^{k-2}}{(k-2)!} + E(X) = \lambda^2 + \lambda \end{aligned}$$

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \lambda$$

11. 设随机变量 X 的概率密度函数为

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

求: (1) 常数 k ; (2) $E(X^2)$; (3) $D(X)$.

$$(1) \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \int_0^1 x dx + \int_1^2 (2 - kx) dx = \frac{1}{2} + (2 - \frac{3}{2}k) = 1 \quad \therefore k = 1$$

$$(2) E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx = \int_0^1 x^3 dx + \int_1^2 x^2 (2 - x) dx = \frac{7}{6}$$

$$(3) E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \int_0^1 x^2 dx + \int_1^2 x(2 - x) dx = 1$$

$$\begin{aligned} \therefore D(X) &= E(X^2) - [E(X)]^2 \\ &= \frac{1}{6} \end{aligned}$$



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

求: $a, b, E(X), D(X)$.

∵ 随机变量 X 是连续型随机变量

$$\therefore \begin{cases} a + b \arcsin(-1) = a - \frac{\pi}{2}b = 0 \\ a + b \arcsin(1) = a + \frac{\pi}{2}b = 1 \end{cases}$$

解得 $\begin{cases} a = \frac{1}{2} \\ b = \frac{1}{\pi} \end{cases}$

$$\therefore f(x) = \begin{cases} 0, & x < -1 \\ \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \arcsin x, & -1 \leq x \leq 1 \\ 1, & x > 1 \end{cases}$$

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\pi \sqrt{1-x^2}}, & -1 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$E(X) = 0 \quad D(X) = \frac{1}{2}$$

13. 设随机变量 X, Y 相互独立, 其中 X 在 $[-2, 4]$ 上服从均匀分布, Y 服从参数为 3 的泊松分布, 求 $D(2X - Y)$.

~~$E(X)$~~

~~$E(Y)$~~

$$E(X) = 1 \quad D(X) = 3$$

$$E(Y) = 3 \quad D(Y) = 3$$

∵ X, Y 相互独立

$$\therefore D(2X - Y) = 4D(X) + D(Y)$$

$$= 15$$



14. 设随机变量 X, Y 相互独立且同分布, 都服从 $N(2, 4)$.

求: (1) $P\{X > Y\}$;

(2) $E(|X - Y|)$, $D(|X - Y|)$.

$$Z = X - Y \sim N(0, 8)$$

$$D(Z) = D(X) + D(Y) = \sigma^2 = 8$$

$$(1) P\{X > Y\} = P\{X - Y > 0\} = P\{Z > 0\} = \frac{1}{2}$$

(2) $Z \sim N(0, 8)$ 概率密度函数

$$f(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi \cdot 8}} e^{-\frac{z^2}{2 \cdot 8}}, \quad -\infty < z < +\infty$$

$$\therefore E(|X - Y|) = E(|Z|) = \int_{-\infty}^{+\infty} |z| f(z) dz$$

$$= 2 \int_0^{+\infty} z \frac{1}{\sqrt{2\pi \cdot 8}} e^{-\frac{z^2}{2 \cdot 8}} dz$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{+\infty} z e^{-\frac{z^2}{2 \cdot 8}} dz$$

$$= -\frac{4}{\sqrt{\pi}} e^{-(z/4)^2} \Big|_0^{+\infty} = \frac{4}{\sqrt{\pi}}$$

$$D(|X - Y|) = D(|Z|) = E(Z^2) - [E(|Z|)]^2$$

$$= D(Z) + [E(Z)]^2 - [E(|Z|)]^2$$

$$= 8 + 0 - \frac{16}{\pi} = 8 - \frac{16}{\pi}$$



第四章 第三节

15. 设袋中装有 5 个白球、3 个红球. 第一次从袋中任取一球不放入, 第二次又从袋中任取两个球, 设“第一次从袋中取得白球数”为随机变量 X , “第二次从袋中取得白球数”为随机变量 Y . 求:

- (1) X 与 Y 的联合分布律; (2) $E(X), E(Y), E(3X+Y)$; (3) $Cov(X, Y)$.

(1)

X	Y		
	0	1	2
0	$\frac{1}{56}$	$\frac{10}{56}$	$\frac{10}{56}$
1	$\frac{5}{56}$	$\frac{20}{56}$	$\frac{10}{56}$

(3)

XY	0	1	2
f	$\frac{26}{56}$	$\frac{20}{56}$	$\frac{10}{56}$

$$E(XY) = \frac{5}{7}$$

$$\begin{aligned} E(X) &= 0 \times (\frac{1}{56} + \frac{10}{56} + \frac{10}{56}) + 1 \times (\frac{5}{56} + \frac{20}{56} + \frac{10}{56}) \\ &= \frac{5}{8} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \therefore Cov(X, Y) &= E(XY) - E(X)E(Y) \\ &= -\frac{15}{224} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E(Y) &= 0 \times (\frac{1}{56} + \frac{5}{56}) + 1 \times (\frac{10}{56} + \frac{20}{56}) + 2 \times (\frac{10}{56} + \frac{10}{56}) \\ &= \frac{5}{4} \end{aligned}$$

$$E(3X+Y) = \frac{25}{8}$$

16. 设 (X, Y) 的联合概率密度函数为 $f(x, y) = \begin{cases} Ax, & 0 < y < x < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$ 求:

- (1) A ; (2) $Cov(X, Y)$.

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} Ax dx dy = 1$$

$$A = 3$$

$$E(X) = \int_0^1 \int_0^x x \cdot 3x dy dx = \int_0^1 3x^2 dx = \frac{3}{4}$$

$$E(Y) = \int_0^1 \int_0^x y \cdot 3x dy dx = \int_0^1 \frac{3x^2}{2} dx = \frac{3}{8}$$

$$E(XY) = \int_0^1 \int_0^x xy \cdot 3x dy dx = \int_0^1 \frac{3x^4}{2} dx = \frac{3}{10}$$

$$Cov(X, Y) = \frac{3}{10} - \frac{3}{4} \times \frac{3}{8} = \frac{3}{160}$$



17. 设随机变量 X 与 Y 满足 $D(X)=2, D(Y)=4, \text{Cov}(X, Y)=-1$, 求:

$$\text{Cov}(3X+2Y-1, X-4Y+3).$$

$$\text{Cov}(3X+2Y-1, X-4Y-3) = \cancel{3D(X)} + \cancel{10\text{Cov}(X, Y)} - \cancel{8D(Y)}$$

$$= \cancel{3 \times 2 + 10 \times (-1)} - 8 \times 4 = -28$$

$$= \text{Cov}(3X+2Y, X-4Y) = \text{Cov}(3X, X) + \text{Cov}(2Y, X) - \text{Cov}(3X, 4Y) - \text{Cov}(2Y, 4Y)$$

$$= 3D(X) + 2\text{Cov}(X, Y) - 12\text{Cov}(X, Y) - 8D(Y)$$

$$= 6 - 2 + 12 - 32 = -16$$

18. 设随机变量 X, Y 线性正相关, 且 $D(X)=25, D(Y)=16$, 求 $D(X-Y)$.

$$\cancel{D(X-Y) = D(X) + D(Y)}$$

∵ 随机变量 X, Y 线性正相关

$$\therefore \rho_{XY} = 1$$

$$D(X-Y) = D(X) + D(Y) - 2\text{Cov}(X, Y)$$

$$= D(X) + D(Y) - 2\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}\rho_{XY}$$

$$= 25 + 16 - 2 \times 5 \times 4 \times 1$$

$$= 1$$



19. 若二维随机变量 (X, Y) 的相关系数 $\rho_{XY} = 0$, 则以下结论正确的是 B.

(A) X 与 Y 相互独立

(B) $D(X+Y) = D(X) + D(Y)$

(C) X 与 Y 互不相容

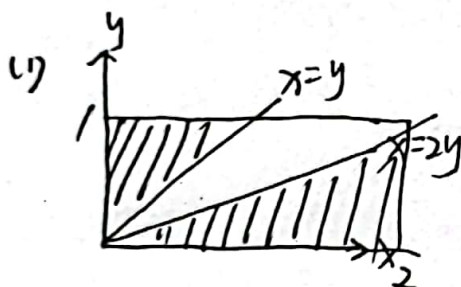
(D) $D(X-Y) = D(X) - D(Y)$

20. 设二维随机变量 (X, Y) 在矩形 $G = \{(x, y) | 0 \leq x \leq 2, 0 \leq y \leq 1\}$ 上服从均匀分布, 记

$$U = \begin{cases} 0, & X \leq Y \\ 1, & X > Y \end{cases}, \quad V = \begin{cases} 0, & X \leq 2Y \\ 1, & X > 2Y \end{cases}$$

求: (1) U 和 V 的联合分布;

(2) U 和 V 的相关系数 ρ .



$$P(X \leq Y) = \frac{1}{4} \quad P(X > 2Y) = \frac{1}{2} \quad P(Y < X \leq 2Y) = \frac{1}{4}$$

$$P(U=0, V=0) = \frac{1}{4}$$

$$P(U=0, V=1) = 0$$

$$P(U=1, V=0) = \frac{1}{4}$$

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

	V	
U	0	1
0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$
1	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$

(2) ~~求~~ $E(U) = \frac{3}{4}$ $D(U) = \frac{3}{16}$ $E(V) = \frac{1}{2}$ $D(V) = \frac{1}{4}$

$$E(UV) = \frac{1}{2}$$

$$\text{Cov}(U, V) = E(UV) - E(U)E(V) = \frac{1}{8}$$

$$\rho_{UV} = \frac{\text{Cov}(U, V)}{\sqrt{D(U)D(V)}} = \frac{1}{\sqrt{3}}$$



21. 设随机变量 X_1 和 X_2 的分布律为

X_1	-1	0	1
P	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$

X_2	0	1
P	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$

并且 $P\{X_1, X_2 = 0\} = 1$.

- (1) 求 X_1, X_2 的数学期望以及方差; (2) 求 (X_1, X_2) 的联合分布律;
 (3) 求 $Cov(X_1, X_2)$; (4) 判断 X_1, X_2 是否不相关, 是否独立.

(1) $E(X_1) = 0$ ~~$D(X_1)$~~ $E(X_1^2) = 1 \times \frac{1}{4} + 0 \times \frac{1}{2} + 1 \times \frac{1}{4} = \frac{1}{2}$ $D(X_1) = \frac{1}{2}$
 $E(X_2) = \frac{1}{2}$ ~~$D(X_2)$~~ $E(X_2^2) = 0 \times \frac{1}{2} + 1 \times \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$ $D(X_2) = \frac{1}{4}$

(2) $P\{X_1, X_2 = 0\} = 1$ $X_1, X_2 = 0$ 必然发生

$P(X_1, X_2) = P(X_1|X_2)P(X_2) \Rightarrow P\{X_1 = -1, X_2 = 0\} = P\{X_2 = 0|X_1 = -1\}P\{X_1 = -1\} = \frac{1}{4}$

$\therefore P\{X_2 = 0|X_1 = -1\} = 1$

同理 $P\{X_1 = 0, X_2 = 1\} = P\{X_1 = 0|X_2 = 1\}P\{X_2 = 1\} = \frac{1}{2}$

$P\{X_1 = 0, X_2 = 0\} = P\{X_1 = 0\} - P\{X_1 = 0, X_2 = 1\} = 0$

$P\{X_1 = 1, X_2 = 0\} = P\{X_2 = 0|X_1 = 1\}P\{X_1 = 1\} = \frac{1}{4}$

又 $\because P\{X_1 = -1, X_2 = 1\} = 0, P\{X_1 = 1, X_2 = 1\} = 0$

	X_2	
X_1	0	1
-1	$\frac{1}{4}$	0
0	0	$\frac{1}{2}$
1	$\frac{1}{4}$	0

(3) ~~$E(X_1, X_2)$~~ $E(X_1, X_2) = (-1)(1) \times 0 + (-1) \times 0 \times \frac{1}{4}$
 $+ 0 \times 0 \times 0 + 0 \times 1 \times \frac{1}{2} + 1 \times 0 \times \frac{1}{4}$
 $+ 1 \times 1 \times 0 = 0$

$Cov(X_1, X_2) = E(X_1, X_2) - E(X_1)E(X_2) = 0 - 0 \times \frac{1}{2} = 0$

$P_{-1,0} = \frac{1}{4} \neq P_{-1} \cdot P_0 = \frac{1}{8}$

$\therefore X_1$ 与 X_2 不独立.

$\because Cov(X_1, X_2) = 0 \therefore P_{X_1, X_2} = 0$

$\therefore X_1, X_2$ 不相关



第四章 第四节

22. 设随机变量 (X, Y) 的联合分布律为:

$X \backslash Y$	-1	0	1
0	0	0.2	0.1
1	0.3	0.4	0

求: (1) $E(X), E(Y), \text{Cov}(X, Y), \rho_{XY}$, (X, Y) 的协方差矩阵; (2) $D(X - Y)$.

(1) $E(X) = -1 \times 0.3 + 0 \times 0.6 + 1 \times 0.1 = -0.2$

$E(X^2) = (-1)^2 \times 0.3 + 0^2 \times 0.6 + 1^2 \times 0.1 = 0.4$

$E(Y) = 0 \times 0.3 + 1 \times 0.7 = 0.7$ $E(Y^2) = 0^2 \times 0.3 + 1^2 \times 0.7 = 0.7$

$\therefore D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = 0.36$

$D(Y) = E(Y^2) - [E(Y)]^2 = 0.21$

XY	-1	0	1
P	0.3	0.7	0

$\therefore E(XY) = -1 \times 0.3 + 0 \times 0.7 + 1 \times 0 = -0.3$ $\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = -0.16$

$\rho_{XY} = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}} \approx -0.582$ (X, Y) 的协方差矩阵 $\begin{pmatrix} D(X) & \text{Cov}(X, Y) \\ \text{Cov}(X, Y) & D(Y) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.36 & -0.16 \\ -0.16 & 0.21 \end{pmatrix}$

(2) 由 (1) $D(X - Y) = D(X) + D(Y) - 2\text{Cov}(X, Y) = 0.36 + 0.21 - 2 \times (-0.16) = 0.89$.

23. 已知 (X, Y) 的协方差矩阵为 $\begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 4 \end{pmatrix}$, 设 $Z_1 = X - 2Y, Z_2 = 2X - Y$. 求 Z_1, Z_2 的

相关系数 ρ_{Z_1, Z_2} .

$D(X) = 1, D(Y) = 4, \text{Cov}(X, Y) = 1$

$\therefore D(Z_1) = D(X - 2Y) = D(X) + 4D(Y) - 4\text{Cov}(X, Y) = 13$

$D(Z_2) = D(2X - Y) = 4D(X) + D(Y) - 4\text{Cov}(X, Y) = 4$

$\therefore \text{Cov}(Z_1, Z_2) = \text{Cov}(X - 2Y, 2X - Y)$

$= 2\text{Cov}(X, X) - 4\text{Cov}(Y, X) - \text{Cov}(X, Y) + 2\text{Cov}(Y, Y)$

$= 2D(X) - 5\text{Cov}(X, Y) + 2D(Y) = 5$

$\therefore \rho_{Z_1, Z_2} = \frac{\text{Cov}(Z_1, Z_2)}{\sqrt{D(Z_1)}\sqrt{D(Z_2)}} = \frac{5}{\sqrt{13} \times 2} = \frac{5}{2\sqrt{13}}$



第五章 第一节

5-1. 设随机变量 X 的数学期望 $E(X) = 2$, 方差 $D(X) = 0.4$, 根据契比雪夫不等式估计 $P\{1 < X < 3\}$.

$$P\{|X - E(X)| \leq \varepsilon\} \leq 1 - \frac{D(X)}{\varepsilon^2}$$

~~$$P\{1 < X < 3\} = P\{|X - E(X)| \leq 1\}$$~~

$$P\{1 < X < 3\} = P\{|X - E(X)| \leq 1\} \leq 1 - \frac{D(X)}{\varepsilon^2} = 1 - \frac{0.4}{1} = 0.6$$

$$\therefore P\{1 < X < 3\} = 0.6$$

5-3. 设 X 是连续型随机变量, $E(e^{X^2})$ 存在, 试证明对于任意的正数 ε , 有

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

设随机变量 X 的概率密度为 $f(x)$, 则

$$\begin{aligned} P\{|X| \geq \varepsilon\} &= \int_{|x| \geq \varepsilon} f(x) dx \leq \int_{|x| \geq \varepsilon} \frac{e^{x^2}}{e^{\varepsilon^2}} f(x) dx \\ &\leq \frac{1}{e^{\varepsilon^2}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{x^2} f(x) dx = \frac{E(e^{X^2})}{e^{\varepsilon^2}}. \end{aligned}$$



5-4. 设随机变量序列 $\{X_k\}$ 相互独立, 且都服从期望为 2 的泊松分布, 则当 $n \rightarrow +\infty$

时, $Y_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k$ 依概率收敛于多少? $Z_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k^2$ 依概率收敛于多少?

$$E(Y_n) = E\left(\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k\right) = 2 \quad E(Z_n) = E\left(\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k^2\right) = E(X_k^2)$$

$$= D(X_k) + [E(X_k)]^2 = 6.$$

又由大数定律知 $Y_n \xrightarrow{P} E(Y_n) = 2$, $Z_n \xrightarrow{P} E(Z_n) = 6$.

5-6. 设有一机床制造一批零件, 标准质量为 1 kg, 假设每个零件的质量与标准质量的误差(单位: 千克)服从 $(-0.05, 0.05)$ 上的均匀分布, 设每个零件的质量相互独立,

- 求: (1) 制造 1200 个零件, 总质量大于 1202 kg 的概率是多少?
 (2) 最多可以制造多少个零件, 使得零件质量误差总和的绝对值小于 2kg 的概率不小于 0.9.

(1) 设 X_i 表示第 i 个零件的质量, 则 $X_i \sim U(0.95, 1.05)$,

$$\therefore E(X_i) = 1 \quad D(X_i) = \frac{1}{1200}, \quad i = 1, 2, \dots, 1200.$$

$$E\left(\sum_{i=1}^{1200} X_i\right) = 1200, \quad D\left(\sum_{i=1}^{1200} X_i\right) = 1$$

又由中心极限定理可近似认为

$$\sum_{i=1}^{1200} X_i \sim N(1200, 1). \quad \text{则 } P\left\{\sum_{i=1}^{1200} X_i > 1202\right\} = P\left\{\frac{\sum_{i=1}^{1200} X_i - 1200}{\sqrt{1}} > \frac{1202 - 1200}{\sqrt{1}}\right\}$$

(2) 设制造 n 个零件, $\sum_{i=1}^n X_i$ 总质量为 $\sum_{i=1}^n X_i$. 且 $E\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = n$, $D\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{n}{1200}$

由中心极限定理可近似认为 $\sum_{i=1}^n X_i \sim N\left(n, \frac{n}{1200}\right)$,

$$P\left\{\left|\sum_{i=1}^n X_i - n\right| \leq 2\right\} = P\left\{\frac{\left|\sum_{i=1}^n X_i - n\right|}{\sqrt{\frac{n}{1200}}} \leq \frac{2}{\sqrt{\frac{n}{1200}}}\right\} \approx 2\Phi\left(\frac{4\sqrt{3}}{\sqrt{n}}\right) - 1$$



5-7. 在一家保险公司里有 100000 个人参加保险, 每人每年付 12 元保险费, 在一年里每个人死亡的概率为 0.001, 并且假设每个人死亡之间相互独立, 死亡时家属可向保险公司领得 10000 元, 求:

- (1) 保险公司一年的利润至少为 60000 元的概率;
- (2) 保险公司亏本的概率.

(1) 由题意知, 设在 100000 个人中死亡人数为 X , 则 $X \sim b(100000, 0.001)$.

$$E(X) = 100000 \times 0.001 = 100$$

$$D(X) = 100000 \times 0.001 \times 0.999 = 99.9$$

又由中心极限定理知, 二项分布的极限分布是正态分布, \therefore 可近似认为 $X \sim N(100, 99.9)$

\therefore 利润至少为 60000 元, 则死亡人数概率满足

$$P\{X \leq 114\} = P\left\{\frac{X-100}{\sqrt{99.9}} \leq \frac{114-100}{\sqrt{99.9}}\right\} \approx \Phi(1.4) \approx 0.9192$$

(2) 要使保险公司亏本, 则死亡人数概率满足

$$P\{X > 120\} = P\left\{\frac{X-100}{\sqrt{99.9}} > \frac{120-100}{\sqrt{99.9}}\right\} \approx 1 - \Phi(2) \approx 0.0228$$



5-8. 某校有 1000 名学生, 每人以 80% 的概率去图书馆自习, 问图书馆至少应设多少座位, 才能以至少 99% 的概率保证去上自习的同学都有座位.

设同时去图书馆上自习的人数为 X , 且图书馆至少设置 n 个座位, 才能保证达到要求.

$$X \sim b(1000, 0.8)$$

$$E(X) = 1000 \times 0.8 = 800$$

$$D(X) = 1000 \times 0.8 \times 0.2 = 160$$

由中心极限定理, 二项分布的极限分布是正态分布

$$\therefore P\{X \leq n\} = P\left\{\frac{X-800}{\sqrt{160}} \leq \frac{n-800}{\sqrt{160}}\right\} \approx \Phi\left(\frac{n-800}{4\sqrt{10}}\right)$$

$$\Phi\left(\frac{n-800}{4\sqrt{10}}\right) \geq 0.99$$

$$\text{解得 } n \geq 829.5 \quad n = 830$$



第六章 第一节、第二节

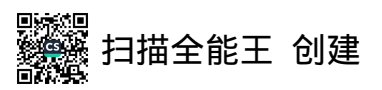
6-1. 在正态总体 $N(7.6, 4)$ 中抽取容量为 n 的样本, 如果要求样本均值落在 $(5.6, 9.6)$ 内的概率不小于 0.95 , 则样本容量 n 至少为多少?

$$\begin{aligned} \bar{X} &\sim N(7.6, 4) \quad \frac{\bar{X}-7.6}{\sqrt{\frac{4}{n}}} \sim N(0, 1) \\ P\{5.6 < \bar{X} < 9.6\} &= P\left\{\frac{5.6-7.6}{\sqrt{\frac{4}{n}}} < \frac{\bar{X}-7.6}{\sqrt{\frac{4}{n}}} < \frac{9.6-7.6}{\sqrt{\frac{4}{n}}}\right\} \\ &= P\left[-\sqrt{n} < \frac{\bar{X}-7.6}{\sqrt{\frac{4}{n}}} < \sqrt{n}\right] = \Phi(\sqrt{n}) - \Phi(-\sqrt{n}) \\ &= 2\Phi(\sqrt{n}) - 1 \geq 0.95 \\ \therefore \Phi(\sqrt{n}) &\geq 0.975 \\ 2\Phi(1.96) &\approx 0.975 \quad \therefore \sqrt{n} \geq 1.96 \quad \text{解得 } n \geq 3.84 \quad \therefore n=4 \end{aligned}$$

6-3. $X_1, X_2, \dots, X_n, X_{n+1}$ 是来自总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, 其中 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, 试讨论

$a\bar{X} + bX_{n+1}$ 和 $a\bar{X} + bX_n$ 的分布, 其中 a, b 均为不为 0 的常数.

$$\begin{aligned} &\because \bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right), X_{n+1} \sim N(\mu, \sigma^2) \quad \text{且 } \bar{X} \text{ 与 } X_{n+1} \text{ 相互独立.} \\ &\text{则 } a\bar{X} + bX_{n+1} \sim N(a\mu + b\mu, \frac{a^2\sigma^2}{n} + b^2\sigma^2) \\ &\therefore a\bar{X} + bX_n = a \cdot \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i + bX_n = \frac{a}{n} \sum_{i=1}^{n-1} X_i + \frac{a}{n} X_n + bX_n \\ &= \frac{a}{n} \sum_{i=1}^{n-1} X_i + \left(\frac{a}{n} + b\right) X_n \\ E(a\bar{X} + bX_n) &= aE(\bar{X}) + bE(X_n) = a\mu + b\mu = (a+b)\mu \\ D(a\bar{X} + bX_n) &= D\left(\frac{a}{n} \sum_{i=1}^{n-1} X_i + \left(\frac{a}{n} + b\right) X_n\right) = \frac{a^2}{n^2} \sum_{i=1}^{n-1} D(X_i) + \left(\frac{a}{n} + b\right)^2 D(X_n) \\ &= \frac{a^2}{n^2} \sum_{i=1}^{n-1} \sigma^2 + \left(\frac{a}{n} + b\right)^2 \sigma^2 = \frac{(n-1)a^2}{n^2} + \left(\frac{a}{n} + b\right)^2 \sigma^2 \\ &= \left(\frac{a^2}{n} + b^2 + \frac{2ab}{n}\right) \sigma^2 \\ \text{则 } a\bar{X} + bX_n &\sim N\left((a+b)\mu, \left(\frac{a^2}{n} + b^2 + \frac{2ab}{n}\right) \sigma^2\right) \end{aligned}$$



6-4. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, 记 $\bar{X}_k = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k X_i$ ($1 \leq k < n$), 求

统计量 $\bar{X}_{k+1} - \bar{X}_k$ 的分布.

$$\bar{X}_{k+1} - \bar{X}_k = \frac{1}{k+1} \sum_{i=1}^{k+1} X_i - \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k X_i = \left(\frac{1}{k+1} - \frac{1}{k}\right) \sum_{i=1}^k X_i + \frac{1}{k+1} X_{k+1}$$

$\therefore \bar{X}_{k+1} - \bar{X}_k$ 是 X_1, X_2, \dots, X_n 的线性函数, 又由于 X_1, X_2, \dots, X_n 是相互独立的且服从正态分布, 所以 $\bar{X}_{k+1} - \bar{X}_k$ 服从正态分布.

$$\therefore E(\bar{X}_{k+1} - \bar{X}_k) = E(\bar{X}_{k+1}) - E(\bar{X}_k) = \mu - \mu = 0.$$

$$\begin{aligned} D(\bar{X}_{k+1} - \bar{X}_k) &= D\left[\left(\frac{1}{k+1} - \frac{1}{k}\right) \sum_{i=1}^k X_i + \frac{1}{k+1} X_{k+1}\right] \\ &= \left(\frac{1}{k+1} - \frac{1}{k}\right)^2 \sum_{i=1}^k D(X_i) + \left(\frac{1}{k+1}\right)^2 D(X_{k+1}) \\ &= \left(\frac{1}{k+1} - \frac{1}{k}\right)^2 \cdot k\sigma^2 + \left(\frac{1}{k+1}\right)^2 \sigma^2 \\ &= \frac{\sigma^2}{k(k+1)}, \end{aligned}$$

$$\therefore \bar{X}_{k+1} - \bar{X}_k \sim N\left(0, \frac{\sigma^2}{k(k+1)}\right).$$



第六章 第三节、第四节

6-2. 设 X_1, X_2, \dots, X_5 为来自总体 $N(0, \sigma^2)$ 的一个样本, 其中 $\sigma > 0$,

$Y = C_1(X_1 + X_2)^2 + C_2(X_3 + X_4 + X_5)^2$ 服从 χ^2 分布, 试求常数 C_1, C_2 及 χ^2 分布的自由度.

且 $X_1 + X_2 \sim N(0, 2\sigma^2)$, $X_3 + X_4 + X_5 \sim N(0, 3\sigma^2)$

$\therefore \frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}\sigma} \sim N(0, 1), \quad \frac{X_3 + X_4 + X_5}{\sqrt{3}\sigma} \sim N(0, 1)$

且 $\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}\sigma}$ 与 $\frac{X_3 + X_4 + X_5}{\sqrt{3}\sigma}$ 相互独立 则 $\left(\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}\sigma}\right)^2 + \left(\frac{X_3 + X_4 + X_5}{\sqrt{3}\sigma}\right)^2 \sim \chi^2(2)$

即 $\frac{1}{2\sigma^2}(X_1 + X_2)^2 + \frac{1}{3\sigma^2}(X_3 + X_4 + X_5)^2 \sim \chi^2(2)$

从而 $C_1 = \frac{1}{2\sigma^2}, C_2 = \frac{1}{3\sigma^2}$ 且 χ^2 分布的自由度为 2.

6-6. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 $N(2, 4)$ 的样本, \bar{X}, S^2 分别是其样本均值和样本

方差. 求 $P\{1 < \bar{X} < 3, 1.37 < S^2 < 7.75\}$.

$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right) \quad \bar{X} \sim N\left(2, \frac{4}{9}\right)$ 由于 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$

得 $\frac{8S^2}{4} \sim \chi^2(8)$, 即 $2S^2 \sim \chi^2(8)$

$\therefore \bar{X}$ 与 S^2 相互独立

那么 $P\{1 < \bar{X} < 3, 1.37 < S^2 < 7.75\} = P\{1 < \bar{X} < 3\} P\{1.37 < S^2 < 7.75\}$

$= P\left\{\frac{1-2}{2/3} < \frac{\bar{X}-2}{2/3} < \frac{3-2}{2/3}\right\} P\{2 \times 1.37 < 2S^2 < 2 \times 7.75\}$

$= P\left[-\frac{3}{2} < \frac{\bar{X}-2}{2/3} < \frac{3}{2}\right] P\{2.74 < 2S^2 < 15.5\} = [2\Phi\left(\frac{3}{2}\right) - 1] [P\{2S^2 < 15.5\} - P\{2S^2 < 2.74\}]$

查表知上式 $\approx (2 \times 0.99332 - 1) [(1 - 0.05) - (1 - 0.95)] = 0.8664 \times 0.9 \approx 0.7798$.



6-8. 设总体 $X \sim N(0, \sigma^2)$, X_1, X_2, \dots, X_8 是其样本, 求下列统计量的分布:

(1) $T_1 = \frac{1}{2\sigma^2} [(X_1 + X_2)^2 + (X_3 - X_4)^2]$;

(2) $T_2 = \frac{X_1 + X_2 + X_3}{\sqrt{X_4^2 + X_5^2 + X_6^2}}$;

(3) $T_3 = \frac{(X_1 + X_2)^2 + (X_3 + X_4)^2}{(X_5 - X_6)^2 + (X_7 - X_8)^2}$.

(1) $X_1 + X_2 \sim N(0, 2\sigma^2)$, $X_3 - X_4 \sim N(0, 2\sigma^2)$

标准化 $\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}\sigma} \sim N(0, 1)$ $\frac{X_3 - X_4}{\sqrt{2}\sigma} \sim N(0, 1)$

且 $\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}\sigma}$ 与 $\frac{X_3 - X_4}{\sqrt{2}\sigma}$ 相互独立 由 χ^2 分布的定义知 $\left(\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}\sigma}\right)^2 + \left(\frac{X_3 - X_4}{\sqrt{2}\sigma}\right)^2 \sim \chi^2(2)$

$T_1 = \frac{1}{2\sigma^2} [(X_1 + X_2)^2 + (X_3 - X_4)^2] \sim \chi^2(2)$

(2) $X_1 + X_2 + X_3 \sim N(0, 3\sigma^2)$ 标准化得 $\frac{X_1 + X_2 + X_3}{\sqrt{3}\sigma} \sim N(0, 1)$

$\because X_i \sim N(0, \sigma^2)$, 则 $\frac{X_i}{\sigma} \sim N(0, 1)$, $i = 4, 5, 6$ 且相互独立, 由 χ^2 分布的定义知

$\left(\frac{X_4}{\sigma}\right)^2 + \left(\frac{X_5}{\sigma}\right)^2 + \left(\frac{X_6}{\sigma}\right)^2 \sim \chi^2(3)$ 即 $\frac{X_4^2 + X_5^2 + X_6^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(3)$

$\therefore \frac{X_1 + X_2 + X_3}{\sqrt{3}\sigma}$ 与 $\frac{X_4^2 + X_5^2 + X_6^2}{\sigma^2}$ 相互独立, 根据 t 分布的定义知

$\frac{\frac{X_1 + X_2 + X_3}{\sqrt{3}\sigma}}{\sqrt{\frac{X_4^2 + X_5^2 + X_6^2}{3\sigma^2}}} \sim t(3)$

整理得 $T_2 = \frac{X_1 + X_2 + X_3}{\sqrt{X_4^2 + X_5^2 + X_6^2}} \sim t(3)$

(3) 根据 (1) $\frac{1}{2\sigma^2} [(X_1 + X_2)^2 + (X_3 + X_4)^2] \sim \chi^2(2)$

$\frac{1}{2\sigma^2} [(X_5 - X_6)^2 + (X_7 - X_8)^2] \sim \chi^2(2)$

相互独立. 根据 F 分布 $\frac{\frac{1}{2\sigma^2} [(X_1 + X_2)^2 + (X_3 + X_4)^2]/2}{\frac{1}{2\sigma^2} [(X_5 - X_6)^2 + (X_7 - X_8)^2]/2} \sim F(2, 2)$

整理得 $T_3 = \frac{(X_1 + X_2)^2 + (X_3 + X_4)^2}{(X_5 - X_6)^2 + (X_7 - X_8)^2} \sim F(2, 2)$



6-9. 设随机变量 $X \sim F(n, n)$, 证明: $P\{X < 1\} = 0.5$.

$\because X \sim F(n, n)$, 那么 $Y = \frac{1}{X} \sim F(n, n) \therefore X$ 与 Y 同分布

$$\therefore P\{X > 1\} = P\{Y > 1\} = P\left\{\frac{1}{X} > 1\right\} = P\{X < 1\}$$

$$\text{又} \because P\{X > 1\} + P\{X < 1\} = 1$$

$$\therefore P\{X > 1\} = P\{X < 1\} = 0.5$$

6-10. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, S^2 为样本方差, 试求 $D(S^2)$.

$$\because \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

$$D\left[\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\right] = \frac{(n-1)^2}{\sigma^4} D(S^2) = 2(n-1)$$

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



6-11. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 $N(0, \sigma^2)$ 的样本, $A_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$ 为此样本的二阶

原点矩, 证明: $E(A_2) = \sigma^2$, $D(A_2) = \frac{2\sigma^4}{n}$.

$$E(A_2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i^2) = \sigma^2$$

$$D(A_2) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D(X_i^2) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \{E(X_i^4) - [E(X_i^2)]^2\}$$

$$= \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n (3\sigma^4 - \sigma^4) = \frac{2\sigma^4}{n}$$



6-12. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, 且 $Y_1 = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^6 X_i$, $Y_2 = \frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 X_i$,

$S^2 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^6 (X_i - Y_2)^2$, $Z = \frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)}{S}$, 证明: 统计量 Z 服从自由度为 2 的 t 分布.

依题意 $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$ 有

$$Y_1 = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^6 X_i \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{6}\right) \quad Y_2 = \frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 X_i \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{3}\right)$$

则 $Y_1 - Y_2 \sim N\left(0, \frac{\sigma^2}{5}\right)$, 由于 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$

$$\text{得 出 } \frac{2S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(2)$$

$$\frac{\frac{\sqrt{2}}{\sigma}(Y_1 - Y_2)}{\sqrt{\frac{2S^2}{\sigma^2}}} \sim t(2)$$

$$\text{即 } Z = \frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)}{S} \sim t(2)$$



6-13. 设总体 X 的概率密度 $f(x) = \begin{cases} 6x(1-x), & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自

X 的样本, \bar{X} , S^2 分别为样本均值和样本方差, 试求 $E(\bar{X}), D(\bar{X}), E(S^2)$.

$$E(\bar{X}) = E(X) = \int_0^1 x \cdot 6x(1-x) dx = \frac{1}{2}$$

$$E(X^2) = \int_0^1 x^2 \cdot 6x(1-x) dx = \frac{3}{10}$$

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{3}{10} - \frac{1}{4} = \frac{1}{20}$$

$$D(\bar{X}) = \frac{D(X)}{n} = \frac{1}{20n}$$

$$E(S^2) = D(X) = \frac{1}{20}$$

