

概率论与数理统计

第十九讲

二维随机变量函数的分布 (II)

第19讲 二维随机变量函数的分布 (II)

- 有些随机变量函数不是可微函数，不能用前面做变换的方法. 如 $\max\{X, Y\}$, $\min\{X, Y\}$ 等.

1. 极大值、极小值的分布

设 X, Y 独立，分别有分布函数 $F_X(x), F_Y(y)$.

a. 求 $\max\{X, Y\}$ 的分布函数 $F_M(z)$.

$$\begin{aligned} F_M(z) &= P\{\max(X, Y) \leq z\} = P\{X \leq z, Y \leq z\} \\ &= P\{X \leq z\}P\{Y \leq z\} = F_X(z)F_Y(z). \end{aligned}$$

第19讲 二维随机变量函数的分布 (II)

b. 求 $\min\{X, Y\}$ 的分布函数 $F_m(z)$.

$$\begin{aligned} F_M(z) &= P\{\min(X, Y) \leq z\} = 1 - P\{\min(X, Y) > z\} \\ &= 1 - P\{X > z, Y > z\} = 1 - P\{X > z\}P\{Y > z\} \\ &= 1 - (1 - F_X(z))(1 - F_Y(z)). \end{aligned}$$

c. 上述结论容易推广到 n 个随机变量.

即设 X_i 的分布函数分别为 $F_i(x_i)$, $i=1, \dots, n$, 且相互独立。则 $\max\{X_1, \dots, X_n\}$, $\min\{X_1, \dots, X_n\}$ 的分布函数:

$$F_M(z) = \prod_{i=1}^n F_i(z), \quad F_m(z) = 1 - \prod_{i=1}^n (1 - F_i(z)).$$

第19讲 二维随机变量函数的分布 (II)

d. 特别若所有 X_i 同分布 $F(x)$, 则

$$F_M(z) = (F(z))^n, \quad F_m(z) = 1 - (1 - F(z))^n.$$

e. 若 X, Y 有密度函数 $f_X(x), f_Y(y)$, 则

$\max\{X, Y\}, \min\{X, Y\}$ 的密度函数 $f_M(z), f_m(z)$:

$$f_M(z) = F_X(z)f_Y(z) + F_Y(z)f_X(z),$$

$$f_m(z) = (1 - F_X(z))f_Y(z) + (1 - F_Y(z))f_X(z).$$

第19讲 二维随机变量函数的分布 (II)

f. 特别若 X_i 独立同分布, 且有密度函数 $f(x)$, $i=1, \dots, n$, 则 $\max\{X_1, \dots, X_n\}$, $\min\{X_1, \dots, X_n\}$ 的密度函数为:

$$f_M(z) = n[F(z)]^{n-1} f(z),$$

$$f_m(z) = (1 - F(z))^{n-1} f(z).$$

例 (均匀分布) 设 $X_i \sim U(0, \theta)$, $i = 1, \dots, n$ 且相互独立. 求 $\hat{\theta}_n = \max\{X_1, \dots, X_n\}$ 的密度函数.

以后的数理统计中, 称 $\hat{\theta}_n$ 是 θ 的极大似然估计.

第19讲 二维随机变量函数的分布 (II)

解: X_i 的密度函数、分布函数分别为


$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta}, & 0 \leq x \leq \theta \\ 0, & \text{其它} \end{cases}, \quad F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \frac{x}{\theta}, & 0 \leq x \leq \theta \\ 1, & x > \theta \end{cases}.$$

故 $\hat{\theta}_n$ 的密度函数为

$$f_n(x) = n[F(x)]^{n-1} f(x) = \begin{cases} \frac{nx^{n-1}}{\theta^n}, & 0 \leq x \leq \theta \\ 0, & \text{其它} \end{cases}.$$

第19讲 二维随机变量函数的分布 (II)

例 (铁链寿命) 一条铁链由 n 个相同的环构成.
若每个环的寿命 $X_i \sim EXP(\theta)$. 求铁链的寿命 Y 的分布.

 **分析** 显然 $Y = \min\{X_1, \dots, X_n\}$. 设其密度函数为 $f_m(z)$,
则 $f_m(z) = n(1 - F_X(z))^{n-1} f_X(z)$

$$= \begin{cases} \frac{n}{\theta} e^{-\frac{nz}{\theta}}, & z > 0 \\ 0, & z \leq 0 \end{cases}$$

可知 $Y \sim EXP(\frac{\theta}{n})$. 以后我们知道 θ 表示平均寿命.

由此可得什么结论 ?

第19讲 二维随机变量函数的分布 (II)

2. 离散型和的分布

对于离散型随机变量 X, Y , 考虑和 $Z = X + Y$.
设 X, Y 独立 , 其分布律分别为

$$P\{X = i\} = p_i, \quad P\{Y = j\} = q_j, \quad i, j = 1, 2, \dots$$

$$\begin{aligned} \text{则 } P\{Z = k\} &= \sum_{i=1}^{k-1} P\{Y = k - i \mid X = i\} P\{X = i\} \\ &= \sum_{i=1}^{k-1} P\{X = i\} P\{Y = k - i\}, \quad k = 2, 3, \dots \end{aligned}$$

比较连续型卷积公式 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) f_Y(z - x) dx$.

第19讲 二维随机变量函数的分布 (II)

例 (泊松分布可加性) 设 X_1, X_2 分别服从 $P(\lambda_1), P(\lambda_2)$, 且相互独立. 求 $Z=X_1+X_2$ 的分布律.

解:

$$\begin{aligned} P\{Z = k\} &= \sum_{i=0}^k P\{X_1 = i\} \cdot P\{X_2 = k - i\} \\ &= e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} \sum_{i=0}^k \frac{\lambda_1^i}{i!} \cdot \frac{\lambda_2^{k-i}}{(k-i)!} \\ &= \frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}}{k!} \sum_{i=0}^k \binom{k}{i} \lambda_1^i \cdot \lambda_2^{k-i} \\ &= e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} \frac{(\lambda_1 + \lambda_2)^k}{k!} \end{aligned}$$

 **注** λ 的含义是 “平均粒子数” , 因此可加是自然的.

第19讲 二维随机变量函数的分布 (II)

例 (掷双骰子, 续) 在掷双骰子中, 令 X, Y 分别表示一个骰子上的点数, 则有

$$P\{X = i\} = P\{Y = j\} = \frac{1}{6}, \quad i, j = 1, \dots, 6, \text{ 且 } X, Y \text{ 独立.}$$

则两骰子点数之和 Z 的分布律为

$$\begin{aligned} P\{Z = k\} &= \sum_{\substack{\min\{k-1, 6\} \\ \max\{k-6, 1\}}} P\{X = i\} P\{Y = k - i\} \\ &= \frac{\min\{k-1, 6\} - \max\{k-6, 1\} + 1}{36}, \quad k = 2, \dots, 12 \end{aligned}$$

这正好是我们所熟知的分布律.

Z	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
p_k	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{6}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$

第19讲 二维随机变量函数的分布 (II)

例 $X \sim B(n, p)$, $Y \sim B(1, p)$, 且二者独立. 求 $Z=X+Y$ 的分布律.

解 : $P\{Z = k\}$

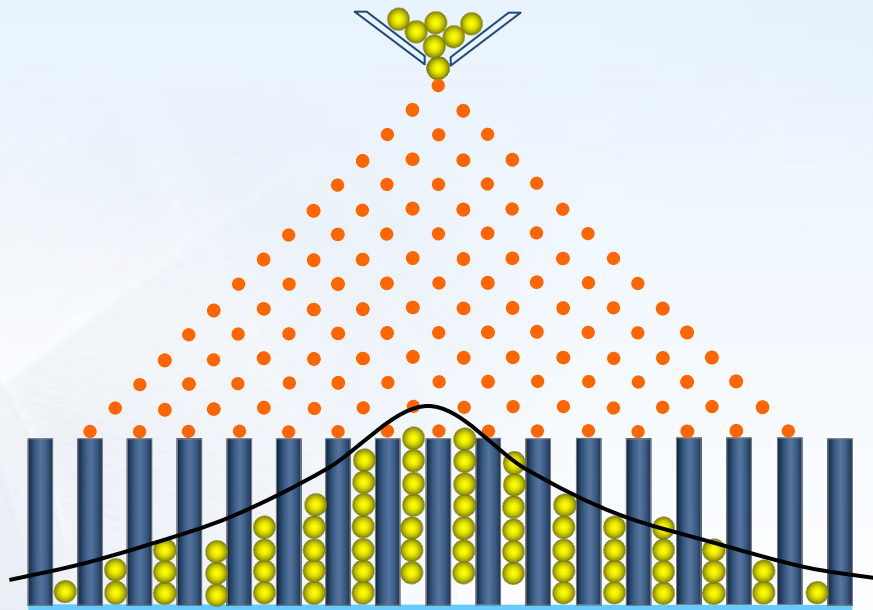
$$\begin{aligned} &= \begin{cases} P\{X = 0\}P\{Y = 0\}, & k = 0 \\ P\{X = k\}P\{Y = 0\} + P\{X = k-1\}P\{Y = 1\}, & k = 1, \dots, n \\ P\{X = n\}P\{Y = 1\}, & k = n+1 \end{cases} \\ &= \begin{cases} (1-p)^{n+1}, & k = 0 \\ \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k+1} + \binom{n}{k-1} p^k (1-p)^{n-k+1} = \binom{n+1}{k} p^k (1-p)^{n-k+1}, & k = 1, \dots, n \\ p^{n+1}, & k = n+1 \end{cases} \end{aligned}$$

第19讲 二维随机变量函数的分布 (II)

- 由归纳法即可知, 设 $X_i \sim B(1, p)$, 且相互独立. 则 $\sum_{i=1}^n X_i \sim B(n, p)$.
- 又若 $X_1 \sim B(n_1, p)$, $X_2 \sim B(n_2, p)$, 且两者独立. 则 $X_1 + X_2 \sim B(n_1 + n_2, p)$.

第19讲 二维随机变量函数的分布 (II)

高尔顿钉板实验




第19讲 二维随机变量函数的分布 (II)

高尔顿钉板实验被用来说明中心极限定理，它可以归结为如下模型. 设 X_i 独立同分布， $i=1, \dots, n$.

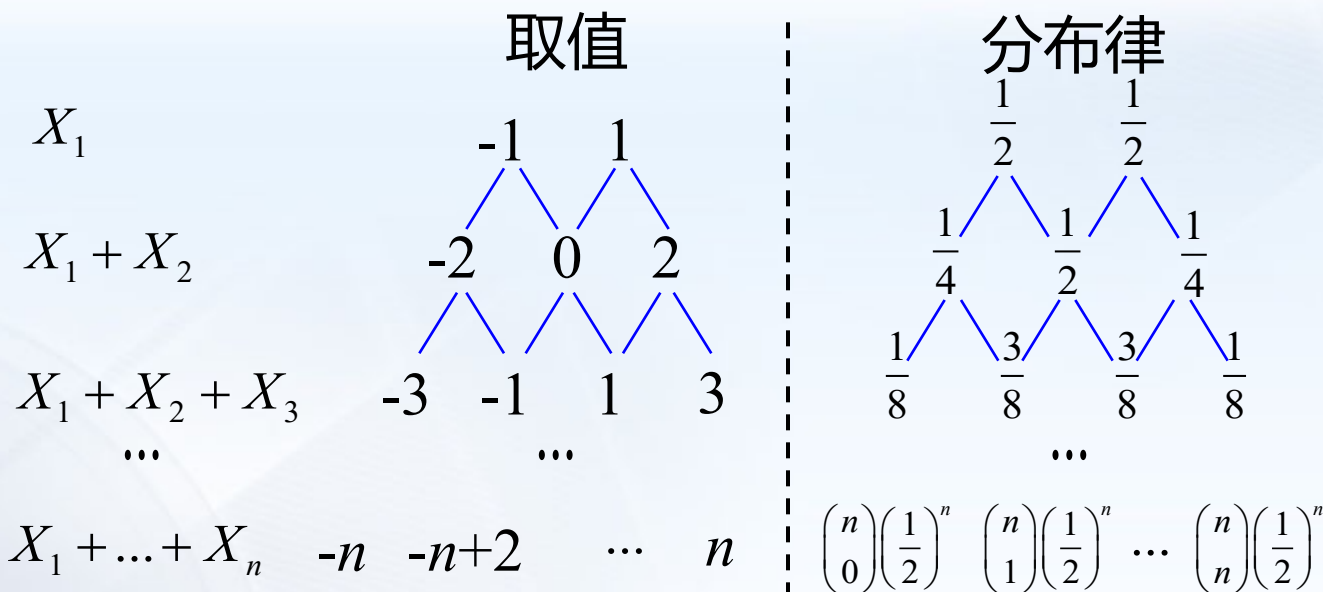
$$P\{X_i = 1\} = P\{X_i = -1\} = \frac{1}{2}.$$

问 $\sum_{i=1}^n X_i$ 的分布律如何？

 **分析** 注意到偶数个 X_i 相加的和只取偶数值，
奇数个 X_i 相加的和只取奇数值，
取值的分布律与 $B(n, \frac{1}{2})$ 的分布律类似。

事实上，可以用数学归纳法证明如下分布律表：

第19讲 二维随机变量函数的分布 (II)



杨辉三角形

分布律有什么特点？——“两头小，中间大”