

## § 2.3 随机变量函数的分布列

### 一、一维离散型随机变量的分布列

若  $\xi : d.r.v.$   $f(x)$  是实变量  $x$  的单值函数, 则当  $\xi$  只取有限个值或可列个值时,  $\eta = f(\xi)$  也只能取有限个或可列个值.

若  $\eta$  的可列个值分别为  $b_i (i = 1, 2, \dots)$ , 令

$$B_i = \{a_j : f(a_j) = b_i\}$$

$$\text{则 } (\eta = b_i) = (\xi \in B_i)$$

$$\text{于是 } P(\eta = b_i) = P(\xi \in B_i) = \sum_{a_j \in B_i} P(\xi = a_j), i = 1, 2, \dots$$

所以  $\eta$  得分布列完全由  $\xi$  的分布列决定

例1：离散型随机变量 $X$ 的分布列如下

|     |       |       |       |
|-----|-------|-------|-------|
| $X$ | -2    | 0     | 3     |
| $P$ | $1/6$ | $1/3$ | $1/2$ |

设 $Y=X-1$ ，求 $Y$ 的分布列

例2：离散型随机变量 $X$ 的分布列如下

|     |     |     |     |     |
|-----|-----|-----|-----|-----|
| $X$ | -1  | 0   | 1   | 2   |
| $P$ | 0.2 | 0.3 | 0.1 | 0.4 |

设 $Y=(X-1)^2$ ，求 $Y$ 的分布列

例3：离散型随机变量 $X$ 的分布列如下

|     |       |         |     |         |     |
|-----|-------|---------|-----|---------|-----|
| $X$ | 1     | 2       | ... | $n$     | ... |
| $P$ | $1/2$ | $1/2^2$ | ... | $1/2^n$ | ... |

设 $Y=g(X)$ ， $g(X)=1$ ，当 $x$ 是偶数， $g(X)=-1$ ，当 $x$ 是奇数，求 $Y$ 的分布列.

## 二、一维离散型随机变量的分布列

设  $(\xi, \eta)$  是二维 *d.r.v.*  $f(x, y)$  是实变量  $x, y$  的单值函数, 这时  $\zeta = f(\xi, \eta)$  仍然是一个 *d.r.v.*.

若  $\xi, \eta, \zeta$  的可列个值分别为  $a_i, b_j, c_k (i, j, k = 1, 2, \dots)$ , 令

$C_i = \{(a_j, b_k) : f(a_j, b_k) = c_i\}$  是事件域  $F$  中的元素.

则  $(\zeta = c_i) = ((\xi, \eta) \in C_i)$

于是  $P(\zeta = c_i) = P((\xi, \eta) \in C_i) = \sum_{(a_j, b_k) \in C_i} P(\xi = a_j, \eta = b_k), i, j = 1, 2, \dots$

所以  $\zeta$  的分布列完全由  $(\xi, \eta)$  的分布列决定

例：设 $X, Y$ 是相互独立的 $r.v.$ ，它们分别服从参数为 $\lambda_1, \lambda_2$ 的泊松分布，试证： $Z = X + Y \sim P(\lambda_1 + \lambda_2)$

$$\text{证明： } P(X = k) = \frac{\lambda_1^k e^{-\lambda_1}}{k!}, k = 0, 1, 2, \dots$$

$$P(Y = m) = \frac{\lambda_2^m e^{-\lambda_2}}{m!}, m = 0, 1, 2, \dots$$

$$\begin{aligned} \therefore P(Z = k) &= P(X + Y = k) = \sum_{i=0}^k P(X = i; Y = k - i) \\ &= \sum_{i=0}^k P(X = i)P(Y = k - i) = \sum_{i=0}^k \frac{\lambda_1^i e^{-\lambda_1}}{i!} \frac{\lambda_2^{(k-i)} e^{-\lambda_2}}{(k-i)!} \\ &= \frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}}{k!} \sum_{i=0}^k \frac{k! \lambda_1^i}{i!} \frac{\lambda_2^{(k-i)}}{(k-i)!} = \frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}}{k!} (\lambda_1 + \lambda_2)^k \quad k = 0, 1, 2, \dots \end{aligned}$$

结论:

- 1.泊松分布对加法封闭, 或泊松分布具有可加性。
- 2.对二项分布有类似的结论

$$X \sim B(n_1, p), Y \sim B(n_2, p) \text{ 且 } X, Y \text{ 相互独立} \Rightarrow X + Y \sim B(n_1 + n_2, p)$$

例：已知 $X, Y$ 的分布列

|     |     |     |     |     |     |     |
|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| $X$ | -1  | 0   | 1   | $Y$ | 0   | 1   |
| $P$ | 1/3 | 1/2 | 1/6 | $P$ | 0.5 | 0.5 |

$$\text{且 } P(XY = 0) = 1$$

求(1) $(X, Y)$ 的联合分布律;  
(2) $X$ 与 $Y$ 是否相互独立.



例3: 设*r.v.* $\xi$ 与 $\eta$ 相互独立, 且 $P(\xi = \pm 1) = P(\eta = \pm 1) = 0.5$   
定义 $\zeta = \xi\eta$ .证明:  $\xi, \eta, \zeta$ 两两独立但不相互独立.

例：X:一天出生的婴儿数

Y: 一天出身的男婴数，有

$$P(X = n, Y = m) = \frac{e^{-14} (7.14)^m (6.86)^{n-m}}{m!(n-m)!}, \quad \begin{matrix} n = 0, 1, 2, \dots \\ m = 0, 1, 2, \dots, n \end{matrix}$$

$m > n$ 不可能事件，即 $P(m > n) = 0$

求：(1) 边际分布列

(2) 条件分布列