



河海大学

Ch2 离散型随机变量



• 随机变量的概念

定义 设随机试验 E 的样本空间是 Ω ，若对每个 $\omega \in \Omega$ ，有定义在 Ω 上的一个实数 $X(\omega)$ 与之对应，称这样一个定义在 Ω 上的单值实函数 $X = X(\omega)$ 为随机变量(*Random Variable*)，简记为 *r.v.* X 。随机变量一般用英文大写字母 X 、 Y 、 Z 等表示，也可用希腊字母 ξ 、 η 、 ζ 等表示。

$$\therefore \text{r.v. } X : \Omega \rightarrow R$$

• 一维离散型随机变量的分布律

定义 全部可能取值为有限个或可列无限个的随机变量为**离散型随机变量**。

即全部可能取值至多为可列无限个的随机变量为**离散型随机变量**。

若 X 为离散型随机变量, 其取值为 $x_1, x_2, \dots, x_n, \dots$,
 X 取每个可能值的概率为 $P\{\omega | X(\omega) = x_k\}, k = 1, 2, \dots$

记为 Δ
 $p_k = P\{X = x_k\}, k = 1, 2, \dots$

称 $p_k = P\{X = x_k\}, k = 1, 2, \dots$ 为 $r.v.X$ 的**分布律**或**分布列**或**概率分布**。

r.v. X 的分布律 $p_k = P\{X = x_k\}, k = 1, 2, \dots$
也可表为

$$X \sim P\{X=x_k\}=p_k, (k=1, 2, \dots),$$

或

$$X \sim \frac{X}{P} \left| \begin{array}{cccc} x_1 & x_2 & \dots & x_n & \dots \\ p_1 & p_2 & \dots & p_n & \dots \end{array} \right. \quad \text{概率分布表}$$

分布律的性质

(1)(非负性) $p_k \geq 0, k = 1, 2, \dots$;

(2)(规范性) $\sum_{k=1}^{\infty} p_k = 1.$

例 设袋中有5只球，编号为1、2、3、4、5，在袋中同时取3只球，以 X 表示取出的3只球中的最大号码。试写出 X 的分布律。

例 设 X 的分布律为：

$$P(X=k) = a e^{-k+2}, \quad k=0,1,2,\cdots$$

求常数 a 。

• 几个常见的离散型分布

1. 退化分布(单点分布)

$X \sim P\{X=a\}=1$, 其中 a 为常数。

即 $X \sim \begin{array}{c|c} X & a \\ \hline P & 1 \end{array}$

2. (0-1)分布(两点分布)

$$X \sim \begin{array}{c|cc} X & 0 & 1 \\ \hline P & 1-p & p \end{array}$$

或 $X \sim P\{X=k\}=p^k(1-p)^{1-k}$, ($0 < p < 1$) $k=0, 1$

3. 几何分布

一次试验中只考虑某事件 A 出现或不出现，设 $P(A)=p$ ， $P(\bar{A})=1-p$ 。现重复独立地做试验，一旦 A 发生就立即停止试验。

以 X 表示 A 首次发生所需的试验次数，则其分布率为：

$$X \sim P\{X=k\} = (1-p)^{k-1}p, \quad (0 < p < 1) \quad k=1, 2, \dots$$

称 X 服从参数为 p 的几何分布，记为 $X \sim G(p)$ 。

4. 二项分布 $B(n, p)$

以 X 记 n 重贝努里试验中 A 发生的次数，则其分布律为：

$$P\{X = k\} = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}, \quad k = 0, 1, 2, \dots, n$$

称 X 服从参数为 (n, p) 的二项分布，记为 $X \sim B(n, p)$

例 一大楼装有5个同类型的供水设备，调查表明在任一时刻 t 每个设备被使用的概率为0.01。问在同一时刻：

- (1) 恰有两个设备被使用的概率是多少；
- (2) 至多有三个设备被使用的概率是多少？

5. 泊松(*Poisson*)分布 $P(\lambda)$

若随机变量 X 的所有取值为一切非负整数，且其分布律为：

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

其中 $\lambda > 0$ 为常数，称 X 服从参数为 λ 的泊松(*Poisson*)分布，记为 $X \sim P(\lambda)$ 。

若 $X(t)$ 表示在时间区间 $[0, t]$ 中某服务台到达的顾客数。若 $X(t)$ 满足：

(1) 在不重叠的时间区间内到达的顾客数相互独立（**无后效性**）；

(2) 在时间区间 $[a, a+t]$ 内到达的顾客数只与时间长度有关，而与区间起点 a 无关（**平稳性**）；

(3) 当 t 充分小时，在区间 $(a, a+t)$ 内到达两个或两个以上的顾客不可能（**普通性**）；

(4) 在有限区间中只到达有限个顾客且不可能始终没有顾客到达（**非平凡性**）。

定理

在上述条件下，在长度为 t 的时间区间上到达的顾客数 $X(t)$ 服从参数为 λt 的 *Poisson* 分布，其中 $\lambda > 0$ 是一个常数。

6. 负二项分布

以 X 记可列重贝努里试验中 A 恰好发生 r 次所需的试验次数，则其分布律为：

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

称 X 服从参数为 (r, p) 的负二项分布，记为 $X \sim NB(r, p)$

负二项分布又叫帕斯卡(Pascal)分布

7. 超几何分布

设 N 个元素分为两类，其中 M 个属于第一类， $N-M$ 个属于第二类。现从中按不重复抽样取 n 个，以 X 记这 n 个中属于第一类元素的个数。则 X 的分布律为：

$$P(X = k) = \frac{C_M^k C_{N-M}^{n-k}}{C_N^n}, \quad k = 0, 1, 2, \dots, \min(n, M)$$

称 X 服从参数为 (N, M, n) 的超几何分布。

- 常见分布律之间的关系

1. (0—1)分布和二项分布的关系

(0—1)分布是二项分布 $B(n, p)$ 中 $n=1$ 时的特款。

2. 几何分布和负二项分布的关系

几何分布是负二项分布 $NB(r, p)$ 中 $r=1$ 时的特款。

3. 超几何分布和二项分布的关系

定理 设在超几何分布中， n 是一个取定的正整数，

而 $\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{M}{N} = p$ ，则

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{C_M^k C_{N-M}^{n-k}}{C_N^n} = C_N^k p^k (1-p)^{n-k},$$

$k=0, 1, 2, \dots, n$

即 当 N 充分大时，超几何分布趋向于二项分布。

事实上：超几何分布用来描述不放回抽样的情况；

而二项分布则用来描述放回抽样的情况；

当 N 充分大时，两种抽样方式的差别很小。

4. 二项分布和泊松分布的关系

定理 设随机变量 $X_n \sim B(n, p_n)$, $(n=0, 1, 2, \dots)$, 且

$\lim_{n \rightarrow \infty} np_n = \lambda > 0$, λ 为常数, 则

$$\lim_{n \rightarrow \infty} C_n^k p_n^k (1-p_n)^{n-k} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, \quad k=0, 1, 2, \dots$$

该定理也称为泊松定理。

泊松定理表明，泊松分布是二项分布的极限分布，当 n 很大， p 很小时，二项分布就可近似地看成是泊松分布，即

$$C_n^k p^k (1-p)^{n-k} \approx \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda},$$

其中 $\lambda=np$.

一般的，当 $n \geq 10$ ， $p \leq 0.1$ 时就可用泊松分布近似代替二项分布。

例 某人射击的命中率为0.02，他独立射击400次，试求其命中次数不少于2的概率。

解 设 X 表示400次独立射击中命中的次数，则 $X \sim B(400, 0.02)$ ，故

$$\begin{aligned} P\{X \geq 2\} &= 1 - P\{X=0\} - P\{X=1\} \\ &= 1 - 0.98^{400} - (400)(0.02)(0.98^{399}) = 0.997165 \end{aligned}$$

另解(用泊松分布) 由于 $\lambda \approx np = (400)(0.02) = 8$ ，

故 $X \sim P\{X=k\} = \frac{8^k}{k!} e^{-8}, k \geq 0$ 近似地有

$$\begin{aligned} P\{X \geq 2\} &= 1 - P\{X=0\} - P\{X=1\} \\ &= 1 - e^{-8} - 8e^{-8} = 0.996981 \end{aligned}$$

• 二维离散型随机变量

1. 联合分布律

若二维随机变量 (X, Y) 只能取至多可列个值 (x_i, y_j) , $(i, j=1, 2, \cdots)$, 则称 (X, Y) 为**二维离散型随机变量**。

若二维离散型随机变量 (X, Y) 取 (x_i, y_j) 的概率为 p_{ij} , 即 $P\{X=x_i, Y=y_j\} = p_{ij}$, $(i, j=1, 2, \cdots)$ 则称 p_{ij} 为二维离散型随机变量 (X, Y) 的**分布律**, 或随机变量 (X, Y) 的**联合分布律**。

可记为

$$(X, Y) \sim P\{X=x_i, Y=y_j\} = p_{ij}, \quad (i, j=1, 2, \cdots)$$

$$P\{X=x_i, Y=y_j\} = p_{ij}, \quad (i, j=1, 2, \cdots)$$

联合分布律的性质

(1) (非负性) $p_{ij} \geq 0, \quad i, j=1, 2, \cdots;$

$$(2) \text{(规范性)} \quad \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij} = 1$$

二维离散型随机变量的联合分布律也可列表表示如下：

$X \backslash Y$	y_1	y_2	\dots	y_j	\dots
x_1	p_{11}	p_{12}	\dots	p_{1j}	\dots
x_2	p_{21}	p_{22}	\dots	p_{2j}	\dots
\vdots	\vdots	\vdots		\vdots	
x_i	p_{i1}	p_{i2}	\dots	p_{ij}	\dots
\vdots	\vdots	\vdots		\vdots	

例 盒子里装有3只黑球，2只红球，2只白球，今在其中任取4只球，以 X 表示取到黑球的数目，以 Y 表示取到红球的数目。试写出 X 和 Y 的联合分布律；求 $P\{X \leq 1, Y \geq 2\}$ 。

- 边缘分布律

若随机变量 X 与 Y 的联合分布律为

$$(X, Y) \sim P\{X=x_i, Y=y_j\} = p_{ij}, \quad (i, j=1, 2, \cdots)$$

则称

$$P\{X=x_i\} = p_{i.} = \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij}, \quad i=1, 2, \cdots$$

为 (X, Y) 关于 X 的边缘分布律；

同理
$$P\{Y=y_j\} = p_{.j} = \sum_{i=1}^{\infty} p_{ij}, \quad j=1, 2, \cdots$$

称为 (X, Y) 关于 Y 的边缘分布律。

$$P\{X=x_i\}=p_{i\cdot}=\sum_{j=1}^{\infty} p_{ij}, \quad i=1, 2, \cdots$$

$$P\{Y=y_j\}=p_{\cdot j}=\sum_{i=1}^{\infty} p_{ij}, \quad j=1, 2, \cdots$$

边缘分布律自然也满足分布律的性质：

$$(1) \quad p_{i\cdot} \geq 0; (p_{\cdot j} \geq 0)$$

$$(2) \quad \sum_{i=1}^{\infty} p_{i\cdot} = 1. (\sum_{j=1}^{\infty} p_{\cdot j} = 1)$$

二维离散型随机变量的边缘分布律也可列表表示如下：

$X \backslash Y$	y_1	y_2	\dots	y_j	\dots	$p_{i.}$
x_1	p_{11}	p_{12}	\dots	p_{1j}	\dots	$p_{1.}$
x_2	p_{21}	p_{22}	\dots	p_{2j}	\dots	$p_{2.}$
\vdots	\vdots	\vdots		\vdots		\vdots
x_i	p_{i1}	p_{i2}	\dots	p_{ij}	\dots	$p_{i.}$
\vdots	\vdots	\vdots		\vdots		\vdots
$p_{.j}$	$p_{.1}$	$p_{.2}$	\dots	$p_{.j}$	\dots	1

$$p_{i\cdot} = \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij}, \quad p_{\cdot j} = \sum_{i=1}^{\infty} p_{ij}$$

例 设 (X, Y) 的联合分布律如右表。
试求

(1) X 和 Y 的边缘分布律；

(2) $P\{X \leq 1\}$ 和
 $P\{Y \geq 1\}$ 。

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

$X \backslash Y$	-1	1	2	$p_{i\cdot}$
0	1/12	0	3/12	1/3
$\frac{3}{2}$	2/12	1/12	1/12	1/3
2	3/12	1/12	0	1/3
$p_{\cdot j}$	1/2	1/6	1/3	1

(2) $P\{X \leq 1\}$ 和
 $P\{Y \geq 1\}$ 。

- 条件分布律

设随机变量 X 与 Y 的联合分布律为

$$(X, Y) \sim P\{X=x_i, Y=y_j\} = p_{ij}, \quad (i, j=1, 2, \cdots)$$

X 和 Y 的边缘分布律分别为

$$P\{X=x_i\} = p_{i.}, \quad i=1, 2, \cdots$$

和 $P\{Y=y_j\} = p_{.j}, \quad j=1, 2, \cdots$

若对固定的 j , $p_{\cdot j} > 0$, 则称

$$P\{X = x_i | Y = y_j\} = \frac{P\{X = x_i, Y = y_j\}}{P\{Y = y_j\}} = \frac{p_{ij}}{p_{\cdot j}},$$

$i = 1, 2, \dots$

为 $Y = y_j$ 的条件下, X 的条件分布律。

记为 $p_{i|j} = P\{X = x_i | Y = y_j\} = \frac{p_{ij}}{p_{\cdot j}}.$

同理，若对固定的 i ， $p_{i\cdot} > 0$ ，则称

$$p_{j|i} = P\{Y = y_j \mid X = x_i\} = \frac{p_{ij}}{p_{i\cdot}}, \quad j = 1, 2, \dots$$

为 $X = x_i$ 的条件下， Y 的条件分布律。

条件分布律也满足分布律的性质。

例 一射手进行射击，命中目标的概率为 p ($0 < p < 1$)，射击进行到命中目标两次为止，现用 X 表示首次命中目标所进行的射击次数，用 Y 表示总共进行的射击次数。试求 X 和 Y 的联合分布律及条件分布律。

- 离散型随机变量的相互独立性

设随机变量 X 与 Y 的联合分布律为

$$(X, Y) \sim P\{X=x_i, Y=y_j\} = p_{ij}, \quad (i, j=1, 2, \cdots)$$

若对任意的 i, j , 有 $p_{ij} = p_{i\cdot} \cdot p_{\cdot j}$,

$$\text{即 } P\{X=x_i, Y=y_j\} = P\{X=x_i\} \cdot P\{Y=y_j\}$$

则称随机变量 X 与 Y 相互独立。

例 设随机变量 (X, Y) 的分布律为

$X \backslash Y$	1	2
1	$\frac{1}{8}$	b
2	a	$\frac{1}{4}$
3	$\frac{1}{24}$	$\frac{1}{8}$

且 X 与 Y 相互独立，
试求 a 、 b 的值。

上述独立的概念不难推广到 n 维离散型随机变量的情形。

设 X_1, X_2, \dots, X_n 为一个 n 维离散型随机变量，若对任意的 x_1, x_2, \dots, x_n 有：

$$\begin{aligned} P\{X_1=x_1, X_2=x_2, \dots, X_n=x_n\} \\ = P\{X_1=x_1\} \cdot P\{X_2=x_2\} \cdots P\{X_n=x_n\} \end{aligned}$$

则称随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立。

以 X 记 n 重贝努里试验中 A 发生的次数，则 $X \sim B(n, p)$

若记 $X_i = \begin{cases} 1, & \text{若在第 } i \text{ 次试验中 } A \text{ 发生;} \\ 0, & \text{若在第 } i \text{ 次试验中 } A \text{ 不发生。} \end{cases} \quad i = 1, 2, \dots, n$

$X_i \sim \begin{array}{c|cc} X & 0 & 1 \\ \hline P & 1-p & p \end{array}$ 且 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立

于是有： $X = X_1 + X_2 + \dots + X_n$

若 $r.v.$ X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立且服从同一(0-1)分布，则 $\sum_{i=1}^n X_i \sim B(n, p)$ 。

- 离散型随机变量函数的分布律

- 1. 一维离散型随机变量函数的分布律

定理 设 X 一个随机变量，若 $y=g(x)$ 是一元单值实函数，则 $Y=g(X)$ 也是一个随机变量。

若 $X \sim P\{X=x_k\}=p_k, k=1, 2, \dots$ 则

$$Y=g(X) \sim P\{Y=g(x_k)\}=p_k, k=1, 2, \dots$$

其中 $g(x_k)$ 有相同的，其对应概率合并。
显然， Y 的分布律也满足分布律的性质。

例 设 $r.v.$ X 的分布律为:

X	-2	-1	0	1	3
p	0.2	0.1	0.3	0.3	0.1

求 $Y=X^2$ 及 $Z=2X+3$ 的分布律。

2. 多维离散型随机变量函数的分布律

定理 设 X_1, X_2, \dots, X_n 一个 n 维随机变量, 若 $y=g(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 是一个 n 元实值函数, 则 $Y=g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 也是一个随机变量。

写出 $Y=g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 的所有可能取值, 然后求其取每一个值的概率。

例 设随机变量 (X, Y) 的分布律为

$X \backslash Y$	0	1	2	3	4
0	0.1	0.05	0.01	0.02	0.01
1	0.04	0.06	0.02	0.03	0.04
2	0.13	0.08	0.01	0.05	0.03
3	0.08	0.11	0.05	0.06	0.02

- (1) 求 $P\{X=2|Y=2\}$;
- (2) 求 $S=X+Y$ 的分布律;
- (3) 求 $T=2Y-X$ 的分布律;
- (4) 求 $V=\max(X, Y)$ 的分布律;
- (5) 求 $U=\min(X, Y)$ 的分布律。

例 设 $X \sim P(\lambda_1)$, $Y \sim P(\lambda_2)$, 且 X 与 Y 相互独立, 求 $Z = X + Y$ 的分布律。

推论 设 $X \sim P(\lambda_1)$, $Y \sim P(\lambda_2)$, 且 X 与 Y 相互独立, 则 $X + Y \sim P(\lambda_1 + \lambda_2)$ 。

推论 设 $X_i \sim P(\lambda_i)$, $i = 1, 2, \dots, n$, 且 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立, 则 $\sum X_i \sim P(\sum \lambda_i)$ 。