

第二章 随机变量及其概率分布

§1 随机变量

定义 设 (Ω, \mathcal{F}, P) 是一概率空间, $X(\omega)$ 是定义在 Ω 上的实值函数, 如果对任意实数 x , 都有

$$\{\omega | X(\omega) \leq x\} \in \mathcal{F},$$

则称 $X(\omega)$ 是 (Ω, \mathcal{F}, P) 上的一个随机变量。也就是说, 随机变量是从概率空间到实数域 \mathbb{R} 上的可测映射。

有些事件本身就与数字有关, 如身高、体重, 有些则是为了方便处理而赋值, 如人口普查中男女的性别。

下面给出几个例子。

例 1.1 抛掷一枚硬币, 则

$$X(\omega) = \begin{cases} 1, & \omega = \omega_1 = \text{“国徽朝上”}; \\ 0, & \omega = \omega_2 = \text{“国徽朝下”} \end{cases}$$

是一个随机变量。

例 1.2 抛掷两枚硬币, 则

$$X(\omega) = \text{“国徽朝上的硬币数”};$$

$$Y(\omega) = \text{“国徽朝下的硬币数”}$$

都是随机变量。

例 1.3 重复抛掷一枚硬币, 直到第一次出现国徽朝上, 则

$$X(\omega) = \text{“所需抛掷次数”}$$

是一个随机变量。

例 1.4 某公共汽车站每隔 5 分钟有一辆汽车通过, 如果某人到达该车站的时间是随机的, 那么, 他等车的时间 $X(\omega)$ 是一个随机变量。

对于具体的随机变量, 通常分为两类进行具体讨论。如果一个随机变量 $X(\omega)$ 可能取的值是可数个, 则称 $X(\omega)$ 是离散型随机变量。非离散型的随机变量范围很广, 其中最重要的也是实际问题中最常见的是连续型随机变量。在这里, 先讨论离散型的随机变量。

§2. 离散型随机变量

离散型随机变量 $X(\omega)$ 只取可数个值, 记为 x_1, x_2, \dots, x_n . 相应的, 它取各个值的概率分别记为

$$p_i = P(X(\omega) = x_i) = P(\{\omega : X(\omega) = x_k\}), \quad i = 1, 2, \dots.$$

称 p_1, p_2, \dots 为 X 的概率分布列, 它完整的表示了 X 取值的概率分布情况。

下面介绍几种常见的概率分布及其性质。

(1) 两点分布 (*Bernoulli* 分布)

如果随机变量 X 的分布如下:

$$P(X = 1) = p, \quad P(X = 0) = q,$$

其中 $0 < p < 1$, $q = 1 - p$, 则称 X 服从参数为 p 的两点分布。

两点分布是最简单的一个分布类。任何一个只有两种可能结果的随机变量, 比如人的性别, 明天是否下雨等, 都可以用两点分布来描述。

(2) 二项分布

如果随机变量 X 的分布如下:

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

其中 $0 < p < 1$, $q = 1 - p$, 则称 X 服从参数为 (n, p) 的二项分布, 或者用记号

$$X \sim B(n, p)$$

来表示。

显然, 参数为 p 的两点分布, 就是二项分布中的一个子类 $B(1, p)$ 。

来看一下下面的例子。

例 2.1 某射击手击中 10 环的概率为 0.4, 现独立的射了 5 发, 则他恰有两次命中的 10 环的概率为

$$p = C_5^2 \cdot 0.4^2 \cdot 0.6^3.$$

结果刚好是二项分布的形式。现在给出一个比较一般的问题:

已知单次试验中事件 A 发生的概率是 p , 那么 n 次重复独立试验中事件 A 恰好发生 k 次的概率就是

$$P(\text{事件}A\text{恰发生 } k\text{次}) = C_n^k p^k q^{n-k}, \quad k = 0, 1, 2, \dots, n.$$

因此, 在 n 次重复独立试验中, 记随机变量

$$X = A\text{发生的次数}.$$

则 $X \sim B(n, p)$.

(3) 泊松 (Poisson) 分布

如果随机变量 X 的概率分布如下:

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

则称 X 服从参数为 λ 的泊松分布, 记作 $X \sim P(\lambda)$.

对于二项分布, 我们考虑下面的极限情况:

$$np = \lambda, \quad n \rightarrow \infty.$$

此时,

$$\begin{aligned} C_n^k p^k q^{n-k} &= \frac{n!}{k!(n-k)!} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} \\ &= \frac{\lambda^k}{k!} \cdot \frac{n(n-1)\cdots(n-k+1)}{n^k} \cdot \frac{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n}{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^k} \\ &\rightarrow \frac{\lambda^k}{k!} \cdot e^{-\lambda} \quad (n \rightarrow \infty), \end{aligned}$$

即

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

用类似的推导可以得到下面的结果:

若 $np \rightarrow \lambda (\lambda > 0, n \rightarrow \infty)$, 则有

$$C_n^k p^k q^{n-k} \rightarrow \frac{\lambda^k}{k!} \cdot e^{-\lambda} \quad (n \rightarrow \infty),$$

即泊松分布是二项分布当 $np \rightarrow \lambda$ ($n \rightarrow \infty$) 情况下的极限分布。

利用这个结果, 可用泊松分布来作二项分布的近似计算。

(4) 几何分布

在事件 A 在单次试验中发生的概率为 p 的独立重复试验中, 记

$$X = A \text{ 首次发生时的试验次数,}$$

不难验证, X 具有如下的概率分布:

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

这个概率分布称为几何分布。

几何分布有无记忆性, 也就是说, 在前 m 次试验中 A 都一直没有发生的条件下, 等到 A 发生所需要的试验次数 X^* 跟 X 分布相同。而且, 可以证明, 在取值为正整数的离散型分布中, 几何分布是唯一的无记忆性的分布。

(5) 超几何分布

设一堆同类产品共 N 个, 其中有 M 个次品, 现从中任取 n 个 (为方便记, 假定 $n \leq N - M$), 则这 n 个中所含的次品数 X 是一个离散型随机变量, 其概率分布如下:

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

其中 $l = \min(M, n)$ 。

这个概率分布称为超几何分布。

下面看超几何分布的极限情况。对于任意给定的 n, m ($0 \leq m \leq n$), 如果当 $N \rightarrow \infty$ 时, $M/N \rightarrow p > 0$, 也就是说, 产品总数趋向于无穷而次品占的比例趋向于 p , 则有

$$\frac{C_M^m C_{N-M}^{n-m}}{C_N^n} \rightarrow C_n^m p^m q^{n-m} \quad (N \rightarrow \infty).$$

证 将左端三个组合数分别按组合公式展开, 然后整理取极限即得。

(6) 负二项分布

在独立重复试验中, 事件 A 发生的概率为 p , 对给定的 r , 考虑

$$X = A \text{ 第 } r \text{ 次发生时的试验次数,}$$

不难验证, X 具有如下的概率分布:

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

现在我们规定

$$Y = X - r,$$

考虑 Y 的概率分布, 对于自然数 k ,

$$P(Y = k)P(X = k+r) = C_{k+r-1}^{r-1} q^k p^r.$$

Y 的分布称为参数为 (r, p) 的负二项分布。

可以看出, 上面的 X 的分布是 r 个独立的几何分布的和。

考虑负二项式 $(1-x)^r$ 的 *Taylor* 展开式:

$$\begin{aligned} (1-x)^r &= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(-r)(-r-1)\cdots(-r-(k-1))}{k!} (-x)^k \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(r+k-1)\cdots(r+1)r}{k!} x^k \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} C_{k+r-1}^{r-1} x^k, \end{aligned}$$

这也就是称为负二项分布的原因。

§3 Poisson 过程

用 $X(t)$ 表示从 0 开始, 某特定事件发生的总次数, 就可以称该过程为计数过程。对于计数过程, 有

- (1) $X(t)$ 是非负整数;
- (2) 任意 $0 \leq t_1 \leq t_2$, 有

$$X(t_1) \leq X(t_2).$$

实际上, 这里的 $X(t)$ 应该写成 $X(t, \omega)$ 。

定义 称计数过程 $X(t)$ 为具有参数 λ 的 *Poisson* 过程, 如果

- (1) $X(0) = 0$;
 (2) 对任意的 $0 \leq t_1 \leq t_2 \cdots \leq t_n$,

$$X(t_2) - X(t_1), X(t_3) - X(t_2), \cdots, X(t_n) - X(t_{n-1})$$

是相互独立的 (独立增量性);

- (3) 对任意的 $s, t \geq 0$, 有

$$X(s+t) - X(s) \sim P(\lambda t),$$

即服从参数为 λt 的 *Poisson* 分布。

Poisson 过程有一个等价的定义如下:

设计数过程 $\{X(t), t \geq 0$ 满足

- (1) $X(0) = 0$;
 (2) 具有独立增量性;
 (3) 对任意的 $s, t \geq 0$, $X(s+t) - X(s)$ 的分布与 s 无关 (时齐性);
 (4) 对任意的 $s, t \geq 0$, 有

$$P(X(t+\Delta t) - X(t) = 1) = \lambda \Delta t + o(\Delta t),$$

$$P(X(t+\Delta t) - X(t) \geq 2) = o(\Delta t),$$

则 $\{X(t), t \geq 0\}$ 为一参数为 λ 的 *Poisson* 过程。

下面证明两个定义的等价性。从第一个定义推出第二个是显然的, 只需证明第二个能推出第一个。

记 $p_k(t) = P(X(t) = k)$, 则对任意的 $\Delta t > 0$, 有

$$\begin{aligned} p_k(t+\Delta t) &= P(X(t+\Delta t) = k) \\ &= P(X(t) = k, X(t+\Delta t) = k) \\ &\quad + P(X(t) = k-1, X(t+\Delta t) = k) \\ &\quad + P(X(t) \leq k-2, X(t+\Delta t) = k) \\ &= P(X(t) = k, X(t+\Delta t) - X(t) = 0) \\ &\quad + P(X(t) = k-1, X(t+\Delta t) - X(t) = 1) \\ &\quad + P(X(t+\Delta t) = k, X(t+\Delta t) - X(t) \geq 2). \end{aligned}$$

由 (2)(3)(4) 可知

$$\begin{aligned}
 p_k(t) &= P(X(t) = k)P(X(t + \Delta t) - X(t) = 0) \\
 &\quad + P(X(t) = k - 1)P(X(t + \Delta t) - X(t) = 1) \\
 &\quad + P(X(t + \Delta t) = k, X(t + \Delta t) - X(t) \geq 2) \\
 &= p_k(t)(1 - \lambda\Delta t) + p_{k-1}(t) \cdot \lambda\Delta t + o(\Delta t).
 \end{aligned}$$

于是有

$$p_k(t + \Delta t) - p_k(t) = -p_k(t)\lambda\Delta t + p_{k-1}(t)\lambda\Delta t + o(\Delta t),$$

$$p'_k(t) = -\lambda p_k(t) + \lambda p_{k-1}(t), \quad k \geq 1.$$

当 $k = 0$ 时, 同上分析有

$$p'_0(t) = -\lambda p_0(t).$$

可以解出

$$p_0(t) = e^{-\lambda t}.$$

再用归纳法就可以推出 $p_k(t)$:

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

容易验证, 所求出的分布满足第一个定义。故两个定义是等价的。