

# 关于大数定律与中心极限 定理



# 第一节 大数定律

## 背景

1. 为何能以某事件发生的频率作为该事件的概率的估计？
2. 为何能以样本均值作为总体期望的估计？
3. 为何正态分布在概率论中占有极其重要的地位？
4. 大样本统计推断的理论基础是什么？

大数定律

中心极限定理

## 1. 切比雪夫不等式

设随机变量 $X$ 的数学期望 $E(X)=\mu$ , 方差 $D(X)=\sigma^2$ , 则对任意的正数 $\varepsilon$ , 不等式

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

或

$$P\{|X - \mu| < \varepsilon\} > 1 - \frac{D(X)}{\varepsilon^2}$$

成立.

利用切比雪夫不等式可以估计一些随机事件的概率。

例1 设电站供电网有10000盏灯，夜晚每一盏灯开灯的概率是0.7，假定开、关时间彼此独立，估计夜晚同时开着的灯数在6800与7200之间的概率

解 设X表示在夜晚同时开着的灯的数目，它服从参数为 $n=10000$ ,  $p=0.7$ 的二项分布，则有

$$P(6800 < X < 7200) = \sum_{k=6801}^{7199} C_{10000}^k 0.7^k 0.3^{10000-k}$$

而用切比雪夫不等式估计

$$E(X) = np = 7000, D(x) = np(1-p) = 2100$$

$$P(6800 < X < 7200) = P(|X - 7000| < 200) > 0.95$$

使用切比雪夫不等式只能得到事件的大致概率，能否得到其较精确的概率呢？这就要用到中心极限定理

## 2.大数定律

**定义1** 设 $Y_1, Y_2, \dots, Y_n, \dots$ , 是一随机变量序列,  
 $a$ 为一常数. 若对任意给定正数 $\varepsilon > 0$ , 有

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P\{|Y_n - a| < \varepsilon\} = 1$$

则称随机变量序列 $Y_1, Y_2, \dots, Y_n, \dots$ , 依概率收敛于 $a$ .

**定义2** 设 $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$  是一随机变量序列

. 若存在常数序列 $\{a_n\}$ 使对任意给定的正数 $\varepsilon$ , 恒有

$$Y_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k$$

, 则称随机变量序列 $\{Y_n\}$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P\{|Y_n - a_n| < \varepsilon\} = 1$$

服从大数定律.

**注意:**

$\{X_n\}$  依概率收敛于  $a$ , 意味着对任意给定的  $\varepsilon > 0$ , 当  $n$  充分大时, 事件  $|X_n - a| < \varepsilon$  的概率很大, 接近于 1; 并不排除事件  $|X_n - a| \geq \varepsilon$  的发生, 而只是说它发生的可能性很小.

# 切比雪夫大数定理

若 $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ , 为独立同分布随机变量序列,  $E(X_k)=\mu$   $D(X_k)=\sigma^2$  ( $k=1, 2, \dots$ ), 则对任意的正数 $\varepsilon > 0$ , 有

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \mu \right| < \varepsilon \right\} = 1$$

或

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \mu \right| \geq \varepsilon \right\} = 0$$

# 注意

1、定理中 $\left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \mu \right| < \varepsilon \right\}$ 是指一个随机事件，  
当 $n \rightarrow \infty$ 时，这个事件的概率趋于1.

2、通俗地说，对于独立同分布且具有均值 $\mu$ 的随机变量 $X_1, \dots, X_n$ ，当 $n$ 很大时，它们的算

术平均 $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ 很可能接近于 $\mu$ 。

# 证明：（利用切比雪夫不等式）

根据已知条件

$$E\left(\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k\right) = \frac{1}{n} E\left(\sum_{k=1}^n X_k\right) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n E(X_k) = \mu$$

由切比雪夫不等式，有

$$D\left(\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k\right) = \frac{1}{n^2} D\left(\sum_{k=1}^n X_k\right) = \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n D(X_k) = \frac{\sigma^2}{n}$$

又

$$1 - \frac{\sigma^2}{n\varepsilon^2} \leq P\left\{\left|\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \mu\right| < \varepsilon\right\} \leq 1$$

所以

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P\left\{\left|\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \mu\right| < \varepsilon\right\} = 1$$

## 伯努利大数定理

设 $n_A$ 为是 $n$ 次独立重复试验中事件 $A$ 发生的次数,  $p$ 是事件 $A$ 在每次试验中发生的概率, 则对任意的正数 $\varepsilon > 0$ , 有

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P\left\{\left|\frac{n_A}{n} - p\right| < \varepsilon\right\} = 1$$

或

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P\left\{\left|\frac{n_A}{n} - p\right| \geq \varepsilon\right\} = 0$$

证： 设

$$X_k = \begin{cases} 0, & A \text{ 在第 } k \text{ 次试验中发生,} \\ 1, & A \text{ 在第 } k \text{ 次试验中未发生.} \end{cases}$$

那么  $X_1, X_2, \dots, X_n$  相互独立, 且服从参数为  $p$  的 0—1 分布,  $E(X_k) = p, D(X_k) = p(1-p)$ .

由切比雪夫大数定理, 有

$$n_A = X_1 + X_2 + \dots + X_n$$

所以  
即

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P\left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - p \right| < \varepsilon \right\} = 1$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P\left\{ \left| \frac{n_A}{n} - p \right| < \varepsilon \right\} = 1$$

# 辛钦大数定理

若 $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ , 为独立同分布随机变量序列,  $E(X_k)=\mu$  ( $k=1, 2, \dots$ ), 则对任意的正数 $\varepsilon > 0$ , 有

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \mu \right| < \varepsilon \right\} = 1$$

或

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \mu \right| \geq \varepsilon \right\} = 0$$

## 第二节中心极限定理

设  $\{X_n\}$  为独立随机变量序列，记其和为

$$Y_n = \sum_{i=1}^n X_i$$

问这个和的**极限分布**是什么？

# 1. 独立同分布中心极限定理

若 $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ , 为独立同分布随机变量序列,  $E(X_k)=\mu$   $D(X_k)=\sigma^2$  ( $k=1, 2, \dots$ ), 则随机变量标准化量

$$Y_n = \frac{\sum_{k=1}^n X_k - n\mu}{\sqrt{n\sigma}}$$

的分布函数 $F_n(x)$ 对于任意 $x$ 满足

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} F_n(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \Phi(x)$$

$$\frac{\sum_{k=1}^n X_k - n\mu}{\sqrt{n\sigma}} \underset{\text{近似}}{\sim} N(0,1) \Rightarrow \sum_{k=1}^n X_k \underset{\text{近似}}{\sim} N(n\mu, n\sigma^2)$$



$$\frac{\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \underset{\text{近似}}{\sim} N(0,1) \Rightarrow \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k \underset{\text{近似}}{\sim} N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} F_n(x) = \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left\{ \frac{\sum_{k=1}^n X_k - n\mu}{\sqrt{n\sigma}} \leq x \right\} = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

**例2** 每袋味精的净重为随机变量，平均重量为 100 克，标准差为10克. 一箱内装200袋味精，求一箱味精的净重大于20500克的概率？

**解：** 设箱中第  $i$  袋味精的净重为  $X_i$ ，则  $X_i$  独立同分布，且  $E(X_i)=100$ ， $\text{Var}(X_i)=100$ ，

由中心极限定理得，所求概率为：

$$\begin{aligned} P\left(\sum_{i=1}^{200} X_i > 20500\right) &\approx 1 - \Phi\left(\frac{20500 - 200 \times 100}{\sqrt{200 \times 100}}\right) \\ &= 1 - \Phi(3.54) \end{aligned}$$

故一箱味精的净重大于20500克的概率为0.0002.

## 2. 李雅普诺夫中心极限定理

若  $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$  为独立随机变量序列，  
 若存在正数  $\epsilon$  使当  $n \rightarrow \infty$  时  $B_n^2 = \sum_{k=1}^n \sigma_k^2 > 0$ ，  
 $E(X_k) = \mu_k, D(X_k) = \sigma_k^2 > 0$ ，

则随机变量标准化量  $Z_n = \frac{\sum_{k=1}^n X_k - \sum_{k=1}^n \mu_k}{\sqrt{B_n^2}}$  的分布函数  $F_n(x)$  对于任意  $x$  满足

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} F_n(x) = P\{Z_n \leq x\} = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \Phi(x)$$

$$Z_n = \frac{\sum_{k=1}^n X_k - \sum_{k=1}^n \mu_k}{\sqrt{\sum_{k=1}^n \sigma_k^2}}$$

以上内容仅为本文档的试下载部分，为可阅读页数的一半内容。如要下载或阅读全文，请访问：<https://d.book118.com/398074037033006063>