

第五章 极限定理

第一节 大数定律

第二节 中心极限定理

本章主要讨论的两个问题：

大数定律和中心极限定理是概率论中两个重要的理论结果。



大数定律

背景

将一次试验视为对事物的一次观察(测量某数据 D)

各次观察结果依次记为 $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$

认为 $\{X_n\}$ 是独立同分布的

在大量观察中, 平均结果稳定于真值附近

研究在什
么条件下?

在一定条件下, 算术平均值具有稳定性

是一种统计规律, 这种规律称为大数定律。

稳定性 \longrightarrow 依概率收敛于一实数

依概率收敛

设 $Y_1, Y_2, \dots, Y_n, \dots$ 是随机变量序列, a 是一个常数,
若对任意正数 ε , 有:

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

则称序列 $Y_1, Y_2, \dots, Y_n, \dots$ 依概率收敛于常数 a 。

记为: $Y_n \xrightarrow{P} a$

注: 依概率收敛的理解:

对 $\forall \varepsilon > 0$,

当 n 充分大时, $Y_n \in (a - \varepsilon, a + \varepsilon)$ 几乎是必然事件。



回顾. 切比雪夫不等式

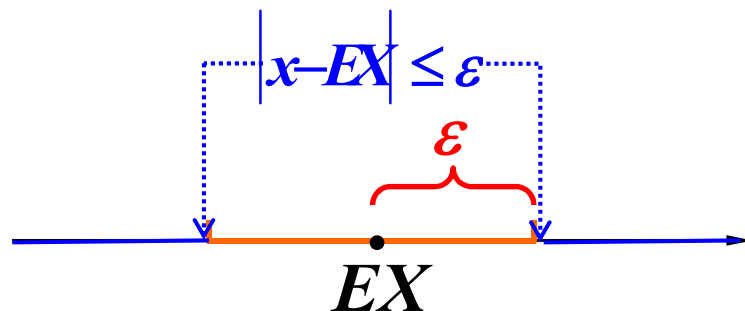
设随机变量 X 具有数学期望 $E(X) = \mu$, 方差 $D(X) = \sigma^2$.
则对任意正数 $\varepsilon > 0$

不等式: $P\{|X - \mu| \geq \varepsilon\} \leq \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2}$ 成立。

称其为切比雪夫不等式

切比雪夫不等式(Chebyshev)的另一形式:

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



切比雪夫大数定律特例

设 X_1, X_2, \dots 是相互独立的随机变量序列, 它们都有相同的期望和方差, 记 $E(X_i) = \mu, D(X_i) = \sigma^2, i = 1, 2, \dots$

则对任意的 $\varepsilon > 0$, 有 $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \mu\right| \leq \varepsilon\right\} = 1$.

证明 因为 $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ 相互独立, $E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n EX_i = \frac{1}{n} n\mu = \mu$

$$\text{有 } D\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n DX_i = \frac{1}{n^2} n\sigma^2 = \frac{1}{n} \sigma^2$$

由切比雪夫不等式, 对任意的 $\varepsilon > 0$,

$$0 \leq P\left\{\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \mu\right| \geq \varepsilon\right\} \leq \frac{1}{\varepsilon^2} D\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{\varepsilon^2} \frac{1}{n} \sigma^2 \longrightarrow 0 \quad (n \rightarrow \infty)$$

$$\Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \mu\right| \geq \varepsilon\right\} = 0. \quad \text{即 } \lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \mu\right| \leq \varepsilon\right\} = 1.$$



切比雪夫大数定律特例

设 X_1, X_2, \dots 是相互独立的随机变量序列，它们都有相同的期望和方差，记

$$E(X_i) = \mu, D(X_i) = \sigma^2, i = 1, 2, \dots$$

则对任意的 $\varepsilon > 0$,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \mu\right| \leq \varepsilon\right\} = 1.$$



$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow{P} \mu = E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right).$$

依概率收敛于 μ .



切比雪夫大数定律特例

设 X_1, X_2, \dots 是相互独立的随机变量序列，它们都有相同的期望和方差，记

$$E(X_i) = \mu, D(X_i) = \sigma^2, i = 1, 2, \dots$$

则：

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow{P} \mu.$$

频率稳定性

伯努利大数定律

设 X_1, X_2, \dots 是相互独立的随机变量序列，它们都服从参数 p 的0-1分布，

且 $E(X_i) = p,$

$$D(X_i) = p(1-p), i = 1, 2, \dots$$

则：

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow{P} p.$$

事件 A 在 n 次试验中出现的频率

事件 A 在一次试验中出现的概率

切比雪夫大数定律特例

设 X_1, X_2, \dots 是相互独立的随机变量序列，它们都有相同的期望和方差，记

$$E(X_i) = \mu, D(X_i) = \sigma^2, i = 1, 2, \dots$$

则：

样本的算术平均值去代替或估计其期望值
提供了理论上的依据。

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

伯努利大数定律

设 X_1, X_2, \dots 是相互独立的随机变量序列，它们都服从参数 p 的0-1分布，

$$\text{且 } E(X_i) = p,$$

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

辛钦大数定律

设 $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ 相互独立, 并服从同一分布,
且具有数学期望: $E(X_k) = \mu \quad (k = 1, 2, \dots)$

$$\text{则: } \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k \xrightarrow{P} \mu$$

贝努利 大数定律

设 $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ 独立同 $b(1, p)$ 分布
则 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow{P} p \quad (n \rightarrow \infty)$

切比雪夫 大数定律 特例

设 1) $\{X_n\}$ 为独立随机序列
2) 对任意 k $E(X_k) = \mu$, $D(X_k) = \sigma^2$
则 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow{P} \mu \quad (n \rightarrow \infty)$

辛钦 大数定律

设 1) $\{X_n\}$ 独立同分布
2) $\forall i, E(X_i) = \mu$
则 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow{P} \mu \quad (n \rightarrow \infty)$

例

设 $\{X_n\}$ 为独立随机序列

$$\text{且 } X_n \sim \begin{pmatrix} -2^n & 0 & 2^n \\ 2^{-(2n+1)} & 1-2^{-2n} & 2^{-(2n+1)} \end{pmatrix}$$

证明 $\{X_n\}$ 服从大数定律

证明：因为 1) $\{X_n\}$ 为独立随机序列

$$2) \forall n, E(X_n) = 0, D(X_n) = 1$$

由切比雪夫大数定律特例知：

$\{X_n\}$ 服从大数定律



第五章 极限定理

第一节 大数定律

 第二节 中心极限定理



中心极限定理的客观背景

引例1:

一个城市的用电量是一个随机变量:

$$X = \sum_{k=1}^n X_k \stackrel[n \text{ 很大}]{\text{近似}} \sim N(\mu, \sigma^2)$$

- (1) 每家每户的用电量 X_k 相互独立;
- (2) 每家每户的用电量 X_k 对城市用电量总和 X 的影响都很小.

则由中心极限定理: 当 n 很大时, X 近似服从正态分布.



中心极限定理的客观背景

引例2:

一台机床已经调试良好，操作正常。但由于机床的微小震动、工具的微小变形、原材料质量上的微小差异、工作操作上的微小偏差等等数不清的随机因素，它们每一个因素在总的影响中所起的作用都很微小。而综合起来在产品质量上就形成一定的误差，这一误差近似服从正态分布。

$$\text{产品质量的误差 } X = \sum_{k=1}^n X_k \overset[n \text{ 很大}]{\text{近似}} \sim N(\mu, \sigma^2)$$



一、林德贝尔格—勒维定理 (独立同分布的中心极限定理)

设 1) $\{X_n\}$ 独立同分布.

2) $\forall i, E(X_i) = \mu, D(X_i) = \sigma^2, 0 < \sigma^2 < \infty.$

则 $\forall x \in R$, 有 $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\sum_{i=1}^n X_i - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \leq x\right\} = \Phi(x).$

这时 $E\left[\sum_{i=1}^n X_i\right] = n\mu, D\left[\sum_{i=1}^n X_i\right] = n\sigma^2.$

定理的应用形式 $\frac{\sum_{i=1}^n X_i - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \overset{\text{近似}}{\sim} N(0,1);$ 或: $\sum_{i=1}^n X_i \overset{\text{近似}}{\sim} N(n\mu, n\sigma^2).$



一、林德贝尔格—勒维定理 (独立同分布的中心极限定理)

注： 定理 表达了正态分布在概率论中的特殊地位：
尽管 $X_1, X_2 \cdots X_n \cdots$ 分布是任意的，
很难求出 $X_1 + X_2 + \cdots + X_n$ 的分布的确切形式，
但当 n 很大时，它却近似服从正态分布。

$$\sum_{k=1}^n X_k \underset{n \text{ 很大}}{\sim} N(n\mu, n\sigma^2)$$



二、隶莫佛-拉普拉斯定理

设 $\eta_n \sim B(n, p)$, $n = 1, 2, \dots$ ($0 < p < 1$)

这时 $E\eta_n = np$, $D\eta_n = np(1-p)$.

则 $\forall x \in R$ 有 $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\eta_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} \leq x\right\} = \Phi(x)$.

应用形式 若 $X \sim B(n, p)$, n 充分大时近似地有

$$\frac{X - np}{\sqrt{np(1-p)}} \overset{\text{近似}}{\sim} N(0, 1), \text{ 或 } X \overset{\text{近似}}{\sim} N(np, np(1-p)).$$

定理表明： 正态分布是二项分布的极限分布，当 n 充分大时可以用正态分布来近似计算二项分布的概率。



说明

中心极限定理的使用场合

独立和·····

$$\sum_{i=1}^n X_i \overset{\text{近似}}{\sim} N(n\mu, n\sigma^2)$$

算术平均值·····

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \overset{\text{近似}}{\sim} N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

二项分布·····

$$X \overset{\text{近似}}{\sim} N(np, np(1-p))$$

n 较大



例1 系统由100个相互独立起作用的部件组成，每个部件的损坏率为0.1。系统要正常工作，至少有85个部件正常工作，求系统正常工作的概率。

解： 设 X 是损坏的部件数，则 $X \sim B(100, 0.1)$ 。

则整个系统能正常工作当且仅当 $X \leq 15$ 。

由隶莫佛-拉普拉斯定理有

$$P\{X \leq 15\} = P\left\{ \frac{X - 100 \times 0.1}{\sqrt{100 \times 0.1 \times 0.9}} \leq \frac{15 - 100 \times 0.1}{\sqrt{100 \times 0.1 \times 0.9}} \right\}$$
$$\approx \Phi\left(\frac{15 - 100 \times 0.1}{\sqrt{100 \times 0.1 \times 0.9}} \right) = \Phi\left(\frac{5}{3} \right) = 0.952.$$

二项分布…… $X \overset{\text{近似}}{\sim} N(np, np(1-p))$

例2 一生产线生产的产品成箱包装，每箱的重量是随机的。假设每箱平均重50千克，标准差为5千克。若用最大载重量为5吨的汽车承运，试利用中心极限定理说明每辆车最多可以装多少箱，才能保障不超载的概率大于0.977。

解：设最多可装 n 箱，保障不超载的概率大于0.977。

第 i 箱重量为 X_i 千克， $i = 1, \dots, n$.

则 $EX_i = 50, \quad DX_i = 25, \quad i = 1, \dots, n$

且 $P\{\sum_{i=1}^n X_i \leq 5000\} > 0.977$

由中心极限定理有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{ \frac{\sum_{k=1}^n X_k - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \leq x \right\} = \Phi(x)$$

$$\mu = 50, \quad \sigma = 5$$

$$P\left\{ \sum_{i=1}^n X_i \leq 5000 \right\} = P\left\{ \frac{\sum_{i=1}^n X_i - 50n}{5\sqrt{n}} \leq \frac{5000 - 50n}{5\sqrt{n}} \right\}$$

$$\approx \Phi\left(\frac{5000 - 50n}{5\sqrt{n}}\right) = \Phi\left(\frac{1000 - 10n}{\sqrt{n}}\right) > 0.977$$

则 $\frac{1000 - 10n}{\sqrt{n}} > 2$, $100n^2 - 20000n + 1000^2 > 4n$,

解得 $n > 102.02$ 或 $n < 98.02$, 由题意知 $n = 98$.

因此最多可装 98 箱, 保障不超载的概率大于 0.977。



例3 计算机进行加法计算时，把每个加数取为最接近它的整数来计算。设所有的取数误差是相互独立的随机变量，并且都在区间 $[-0.5, 0.5]$ 上服从均匀分布。

求： (1) 现有1200个数相加，误差总和的绝对值小于10的概率。

$$P\left(\sum_{k=1}^{1200} X_k < 10\right)$$

(2) 应有多少个数相加时可使误差总和的绝对值小于10的概率大于0.9

$$P\left(\sum_{k=1}^n X_k < 10\right) > 0.9$$

解： 设 X_1, X_2, \dots, X_n 为各个加数的取数误差
则这是一列独立同分布的随机变量，其所有加

数的误差总和为： $\sum_{k=1}^n X_k$

独立和..... $\sum_{i=1}^n X_i \overset{\text{近似}}{\sim} N(n\mu, n\sigma^2)$

例3. 设所有的取数误差相互独立, 都在 $[-0.5, 0.5]$ 上服从均匀分布。

求:

$$P\left(\left|\sum_{k=1}^{1200} X_k\right| < 10\right) \quad P\left(\left|\sum_{k=1}^n X_k\right| < 10\right) > 0.9$$

解: $\therefore E(X_k) = \frac{-0.5+0.5}{2} = 0, \quad D(X_k) = \frac{[0.5-(-0.5)]^2}{12} = \frac{1}{12}$

从而: $\sum_{k=1}^n E(X_k) = 0, \quad \sqrt{\sum_{k=1}^n D(X_k)} = \sqrt{\frac{n}{12}} = 10$

$$\begin{aligned} \therefore P\left(\left|\sum_{k=1}^{1200} X_k\right| < 10\right) &= P\left(-10 < \sum_{k=1}^{1200} X_k < 10\right) \\ &= P\left(\frac{-10-0}{10} < \frac{\sum_{k=1}^{1200} X_k - 0}{10} < \frac{10-0}{10}\right) = P\left(-1 < \frac{\sum_{k=1}^{1200} X_k}{10} < 1\right) \\ &\approx \Phi(1) - \Phi(-1) = 2\Phi(1) - 1 = 2 \times 0.8453 - 1 = 0.6826 \end{aligned}$$

独立和..... $\sum_{i=1}^n X_i$ 近似 $N(n\mu, n\sigma^2)$

$$P\left(\left|\sum_{k=1}^n X_k\right| < 10\right) > 0.9$$

解：误差总和为： $\sum_{k=1}^n X_k$

$$\frac{\sum_{k=1}^n X_k - E\left(\sum_{k=1}^n X_k\right)}{\sqrt{D\left(\sum_{k=1}^n X_k\right)}} \underset{n \text{ 很大}}{\sim} N(0,1)$$

$$\sum_{k=1}^n E(X_k) = 0, \quad \sqrt{\sum_{k=1}^n D(X_k)} = \sqrt{\frac{n}{12}}$$

$$0.9 < P\left(\left|\sum_{k=1}^n X_k\right| < 10\right) = P\left(-10 < \sum_{k=1}^n X_k < 10\right)$$

$$= P\left(\frac{-10-0}{\sqrt{n/12}} < \frac{\sum_{k=1}^n X_k - 0}{\sqrt{n/12}} < \frac{10-0}{\sqrt{n/12}}\right) = P\left(-20\sqrt{\frac{3}{n}} < \frac{\sum_{k=1}^n X_k}{\sqrt{n/12}} < 20\sqrt{\frac{3}{n}}\right)$$

结论：441
个数相加时
可使误差总
和的绝对值
小于10的概
率大于0.9

$$= 2\Phi\left(20\sqrt{\frac{3}{n}}\right) - 1 \longrightarrow \Phi\left(20\sqrt{\frac{3}{n}}\right) > 0.95 \approx \Phi(1.65)$$

$$20\sqrt{\frac{3}{n}} > 1.65 \longrightarrow n < 3 \times \left(\frac{20}{1.65}\right)^2 \text{ 解得: } n \approx 441$$

小结

大数定律及中心极限定理

| | | |
|----------------|--|---|
| 定理1 (贝努利) | $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ 相互独立 $\sim (0-1)$ 分布(参数 p) | $\frac{n_A}{n} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k \xrightarrow{P} p$ |
| 定理2 (切比雪夫) | $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ 相互独立 $E(X_k) = \mu \quad D(X_k) = \sigma^2$ | $\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k \xrightarrow{P} \mu$ |
| 定理3 (辛钦) | $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ 相互独立 $E(X_k) = \mu$ 同分布 | $\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k \xrightarrow{P} \mu$ |
| 定理1 (隶莫弗) | $\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_n, \dots$ 相互独立, $\eta_n \sim B(n, p)$ | $\frac{\eta_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} \overset{\text{近似}}{\sim} N(0,1)$ ★ |
| 定理2 (独立同分布) | $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ 相互独立 同分布 $E(X_k) = \mu \quad D(X_k) = \sigma^2$ | $\frac{\sum_{k=1}^n X_k - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \overset{\text{近似}}{\sim} N(0,1)$ ★ |