

第5章 大数定律及中心极限定理









5.3 中心极限定理

在许多实际问题中,我们会经常遇到这样的随机变量,它 是由大量的相互独立的随机因素的综合影响而形成的,而其中每 一个个别因素在总的影响中所起的作用是微小的,这种随机变量 往往近似地服从正态分布,这就是中心极限定理的实际背景。



1、独立同分布中心极限定理

定理 1 设 $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ 是相互独立同分布的随机变量序列,且具有如下数学期望和方差: $EX_i = \mu, DX_i = \sigma^2 (i = 1, 2, \dots)$

则
$$\forall x \in R$$
,随机变量 $Y_n = \frac{\sum_{i=1}^n X_i - E(\sum_{i=1}^n X_i)}{\sqrt{D(\sum_{i=1}^n X_i)}} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}$ 的分布函数 $F_n(x)$ 满足

$$\lim_{n\to\infty} F_n(x) = \lim_{n\to\infty} P\left(\frac{\sum_{i=1}^n X_i - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \le x\right) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}dt} = \Phi(x)$$

定理1在实际中有着广泛的应用。当n充分大时, $\sum_{i=1}^{n} X_i$ 近似服从以它的均值为均值,它的方差为方差的正态分布,即 $\sum_{i=1}^{n} X_i$ 近似地服从正态分布 $N(n\mu, n\sigma^2)$ 。因此对于任意的实数 $x \, Za < b$,有

$$P\left(\sum_{i=1}^{n} X_{i} \leq x\right) \approx \Phi\left(\frac{x - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}\right)$$

$$P\left(a < \sum_{i=1}^{n} X_{i} \leq b\right) \approx \Phi\left(\frac{b - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}\right)$$

2、 Lyapunov中心极限定理

定理 2 设 $X_1, X_2, ..., X_n, ...$ 是相互独立的随机变量序列,且具有如下的数学期望和方差:

$$EX_i = \mu_i, DX_i = \sigma_i^2, i = 1, 2, ...$$

记

$$B_n^2 = \sum_{i=1}^n \sigma_i^2$$

若存在 $\delta > 0$, 使得当 $n \to \infty$ 时

$$\frac{1}{B_n^{2+\delta}}\sum_{i=1}^n E[|X_i-\mu_i|^{2+\delta}]\to 0$$

则
$$\forall x \in R$$
,随机变量 $Y_n = \frac{\sum_{i=1}^n X_i - E(\sum_{i=1}^n X_i)}{\sqrt{D(\sum_{i=1}^n X_i)}} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i - \sum_{i=1}^n \mu_i}{B_n}$ 的分布函数 $F_n(x)$

满足
$$\lim_{n\to\infty} F_n(x) = \lim_{n\to\infty} P\left(\frac{\sum_{i=1}^n X_i - \sum_{i=1}^n \mu_i}{B_n} \le x\right) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}dt} = \Phi(x)$$



2、 Lyapunov中心极限定理

定理 2 表明: 无论 $X_1, X_2, ..., X_n$, ...服从什么分布,只要满足定理2的条件,那么当n充分大时, $\sum_{i=1}^n X_i$ 近似地服从以它的均值为均值, 以它的方差为方差的正态分布。

即: $\sum_{i=1}^{n} X_i$ 近似地服从正态分布 $N(\sum_{i=1}^{n} \mu_i, \sum_{i=1}^{n} \sigma_i^2)$ 。



由定理1容易推出历史上著名的 DeMoivre Laplace (棣莫弗 拉普拉斯)中心极限定理,它在二项分布随机变量形成事件概率的近似计算中有着重要的作用。

定理 3 ($DeMoivre\ Laplace$ 中心极限定理)设 n_A 表示n重Bernoulli试验中事件A发生的次数, p是事件A在一次试验中发生的概率, 即P(A) = p, 则 $\forall x \in R$,

随机变量
$$Y_n = \frac{n_A - np}{\sqrt{np(1-p)}}$$
的分布函数 $F_n(x)$ 满足

$$\lim_{n\to\infty} F_n(x) = \lim_{n\to\infty} P\left(\frac{n_A - np}{\sqrt{np(1-p)}} \le x\right)$$

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



该定理表明: 若 $X \sim B(n, p)$, 当n充分大时,则 X近似地服从以它的均值为均值,它的方差为方差的正态分布,即X近似地服从正态分布N(np, np(1-p))。因此,对于任意的实数x及a < b,有

$$P(X \leq x) \approx \Phi\left(\frac{x-np}{\sqrt{np(1-p)}}\right)$$

$$P(a < X \le b) \approx \Phi\left(\frac{b - np}{\sqrt{np(1 - p)}}\right) - \Phi\left(\frac{a - np}{\sqrt{np(1 - p)}}\right)$$



例1 调查吸烟率p,问要调查多少人才能保证吸烟频率与p的差不超过0.005的概率不低于95%?

现用中心极限定理求解:

$$P\left\{\left|\frac{n_A}{n} - p\right| \le 0.005\right\} \ge 0.95 \qquad n_A \sim B(n, p)$$

$$P\left\{\left|\frac{n_A - np}{\sqrt{np(1-p)}}\right| \le \frac{0.005\sqrt{n}}{\sqrt{p(1-p)}}\right\} \ge 0.95$$
左式 $\approx \Phi\left(\frac{0.005\sqrt{n}}{\sqrt{p(1-p)}}\right) - \Phi\left(\frac{-0.005\sqrt{n}}{\sqrt{p(1-p)}}\right)$

估计(1-p)p的范围后,请自行查表完成计算。



- - (1) 现随机乱选, 求得分大于20分和得分大于40分的概率。
 - (2) 若经过模拟考式,选对的可能性提高到85%,求考试得90分以上的概率。

解

(1) 设
$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{第i题得分} & X = X_1 + X_2 + \dots + X_n \text{ , } n = 100 \\ 0 & \text{其他} & X \sim B(100, p) \end{cases}$$

$$E(X) = np = 100 \times \frac{1}{4} = 25 \text{ , } D(X) = np(1-p) = 100 \times \frac{1}{4} \times \frac{3}{4} = \frac{75}{4}$$

$$P(X \ge 20) = P(\frac{X - 25}{\sqrt{75/4}} \ge \frac{20 - 25}{\sqrt{75/4}}) \approx 1 - \Phi(\frac{-5}{\sqrt{75/4}}) = \Phi(\frac{2}{\sqrt{3}}) \approx 87.5\%$$

$$P(X \ge 40) \approx 1 - \Phi(2\sqrt{3}) \approx 0\%$$

(2)
$$p = 0.85, np = 85, np(1-p) = 85 \times 0.15$$

$$P(X \ge 90) = P(\frac{X - 85}{\sqrt{85 \times 0.15}} \ge \frac{90 - 85}{\sqrt{85 \times 0.15}}) \approx 1 - \Phi(\frac{5}{\sqrt{85 \times 0.15}}) \approx 0.08$$

超过90分有8%的可能性。

$$P(X \ge 91) \approx 1 - \Phi(\frac{6}{\sqrt{85 \times 0.15}}) \approx 0.046 < 5\%$$



例3

- (1) $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ 相互独立,服从(-1,1)上的均匀分布 $\lim_{n \to \infty} P\left(\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n X_i \le 1\right) = ?$
- (2) X_1, X_2, \dots, X_{100} 相互独立,服从参数为4的泊松分布 $P(\overline{X} \le 4.392) = ?$

解

(1)
$$E(X_i) = 0, D(X_i) = \frac{1}{3}$$
 $E(\sum_{n} X_i) = 0, D(\sum_{n} X_i) = \frac{n}{3}$
$$\lim_{n \to \infty} P\left(\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^{n} X_i \le 1\right) = \lim_{n \to \infty} P\left(\frac{\sum_{n} X_i}{\sqrt{\frac{n}{3}}} \le \sqrt{3}\right) = \Phi(\sqrt{3})$$

(2)
$$E(X_i) = 4, D(X_i) = 4$$
 $E(\overline{X}) = 0, D(\overline{X}) = \frac{4}{100} = 0.04$ $P(\overline{X} \le 4.392) = P(\frac{\overline{X} - 4}{0.2} \le \frac{4.392 - 4}{0.2}) \approx \Phi(\frac{4.392 - 4}{0.2}) = \Phi(1.96)$

例4 某车间有200台车床,由于各种原因每台车床只有60%的时间在开动,每台车床开动期间耗电量为1单位,问至少供给此车间多少电量才能以不少于99.9%的概率保证此车间不因供电不足而影响生产。

解 设不影响生产需要开动的车床数为n,X表示200台车床中开动的车床数,则 $X \sim B(200, 0.6)$,从而

$$EX = 200 \times 0.6 = 120, DX = 200 \times 0.6 \times 0.4 = 48$$

由中心极限定理知,X近似地服从正态分布N (120, 48),所以n取决于如下条件:

$$P(X \leq n) \approx \Phi\left(\frac{n-120}{\sqrt{48}} \geq 0.999\right)$$

查表得 $\frac{n-120}{\sqrt{48}} \ge 3.01$,即 $n \ge 141$,故至少需供给此车间141单位的电量才能以不少于99.9%的概率保证此车间不因供电不足而影响生产。