

## 第五章 大数定律和中心极限定理

### 5.1 大数定律

1. 切比雪夫(П. Л. Чебышев)不等式:若随机变量  $\xi$  的方差  $D(\xi)$  存在,则对任意  $\epsilon > 0$ ,有

$$P(|\xi - E(\xi)| \geq \epsilon) \leq \frac{D(\xi)}{\epsilon^2},$$

或

$$P(|\xi - E(\xi)| < \epsilon) \geq 1 - \frac{D(\xi)}{\epsilon^2}.$$

推论:若  $D(\xi) = 0$ ,则  $\xi$  以概率为 1 地等于它的数学期望  $E(\xi)$ ,即  $P(\xi = E(\xi)) = 1$ .

2. 设  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \dots$  是一随机变量序列,若存在随机变量  $\xi$ ,使对任意  $\epsilon > 0$ ,恒有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\xi_n - \xi| \geq \epsilon) = 0,$$

或等价于

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\xi_n - \xi| < \epsilon) = 1,$$

则称随机变量序列  $\{\xi_n\}$  依概率收敛于随机变量  $\xi$  ( $\xi$  也可以是一个常数).

3. 切比雪夫(П. Л. Чебышев)大数定律:设  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \dots$  是相互独立的随机变量序列,分别有有限的数学期望和方差,并且它们的方差有公共上界  $c$  (常数),  $D(\xi_k) \leq c$  ( $k=1, 2, \dots, n, \dots$ ),则对任意  $\epsilon > 0$ ,恒有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left|\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \xi_k - \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n E(\xi_k)\right| < \epsilon\right) = 1.$$

推论:(切比雪夫大数定律的特殊情况) 设随机变量  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \dots$  是相互独立的,服从同一分布且有相同的数学期望  $\mu$  和方差  $\sigma^2$ ,则对任意  $\epsilon > 0$ ,恒有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left|\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \xi_k - \mu\right| < \epsilon\right) = 1.$$

4. 伯努利(Bernoulli)大数定律:设  $\mu_n$  是  $n$  重伯努利试验中事件 A 发生的次数,  $p$  是事件 A 在每次试验中出现的概率,则对任意  $\epsilon > 0$ ,恒有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left|\frac{\mu_n}{n} - p\right| < \epsilon\right) = 1.$$

伯努利大数定律表明:一件事发生的频率  $\frac{\mu_n}{n}$  依概率收敛于它的概率  $p$ .

5. 泊松(Poisson)大数定律:如果在一个独立试验序列中,事件 A 在第  $k$  次试验中出现的概率等于  $p_k$ ,以  $u_k$  记在前  $n$  次试验中事件 A 出现的次数,则对任意  $\epsilon > 0$ ,恒有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left|\frac{u_n}{n} - \frac{p_1 + p_2 + \dots + p_n}{n}\right| < \epsilon\right) = 1.$$

### 5.2 中心极限定理

1. 独立同分布的中心极限定理:设随机变量  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \dots$  是相互独立同分布的序列,且具有有限的数学期望和方差,  $E(\xi_k) = \mu$ ,  $D(\xi_k) = \sigma^2 \neq 0$  ( $k=1, 2, \dots$ ),则随机变量

$$\eta_n = \frac{\sum_{k=1}^n \xi_k - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}$$

的分布函数  $F_n(x)$ ,对任意  $x$ ,满足

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

2. 德莫佛—拉普拉斯中心极限定理:设随机变量  $\eta_n$  服从  $B(n, p)$ ,则对于区间  $(a, b)$ ,恒有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(a < \frac{\eta_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} \leq b\right) = \int_a^b \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt.$$

问 5.1 切比雪夫不等式有什么作用? 它的意义是什么?

答 切比雪夫不等式  $P(|\xi - E(\xi)| < \epsilon) \geq 1 - \frac{D(\xi)}{\epsilon^2}$ ,反映了随机变量  $\xi$  的

取值落在数学期望  $E(\xi) = \mu$  的  $\epsilon$  领域内的概率不小于  $1 - \frac{\sigma^2}{\epsilon^2}$ ,它的意义在于:当知道随机变量  $\xi$  的数学期望和方差时,我们可以估计  $\xi$  落在以  $E(\xi)$  为中心的某一区间的概率(至少能得出一个下限).

它的作用大体有四个方面:

(1) 估计概率,当  $E(\xi)$ ,  $D(\xi)$  及  $\epsilon$  给定时,可以依公式直接计算. (2) 当  $E(\xi)$ ,  $D(\xi)$  及概率确定时,估计所需要的区间长度(也就是确定  $\epsilon$ ). (3) 估计试验次数. 在  $n$  重伯努利试验中,频率  $n_k/n$  与试验次数有关,在已知  $E(\xi)$ ,  $D(\xi)$  和  $p$  时,可用切比雪夫不等式确定  $n$ . (4) 它是导出其他定理的依据.

问 5.1 切比雪夫不等式有什么作用? 它的意义是什么?

答 切比雪夫不等式  $P(|\xi - E(\xi)| < \epsilon) \geq 1 - \frac{D(\xi)}{\epsilon^2}$ ,反映了随机变量  $\xi$  的

取值落在数学期望  $E(\xi) = \mu$  的  $\epsilon$  领域内的概率不小于  $1 - \frac{\sigma^2}{\epsilon^2}$ ,它的意义在于:当知道随机变量  $\xi$  的数学期望和方差时,我们可以估计  $\xi$  落在以  $E(\xi)$  为中心的某一区间的概率(至少能得出一个下限).

它的作用大体有四个方面:

(1) 估计概率,当  $E(\xi)$ ,  $D(\xi)$  及  $\epsilon$  给定时,可以依公式直接计算. (2) 当  $E(\xi)$ ,  $D(\xi)$  及概率确定时,估计所需要的区间长度(也就是确定  $\epsilon$ ). (3) 估计试验次数. 在  $n$  重伯努利试验中,频率  $n_k/n$  与试验次数有关,在已知  $E(\xi)$ ,  $D(\xi)$  和  $p$  时,可用切比雪夫不等式确定  $n$ . (4) 它是导出其他定理的依据.

但是读者要清楚,切比雪夫不等式只能给出估计值,精确值要用别的方法来计算.

问 5.2 大数定律的意义是什么?

答 大数定律深刻地揭示了随机事件的概率与频率之间的关系,因此是概率论的重要理论基础. 大数定律从大量测量的平均值出发,讨论并反映了算术平均值及频率和稳定性.

教材讲述的大数定律是弱大数定律,它们的条件各不相同,但结论是一致的,从理论上确定了用算术平均值代替均值,以频率代替概率的合理性,它验证概率论中一些假设的合理性,又为数理统计中用样本推断总体提供了理论依据.

问 5.3 中心极限定理有什么实际意义?

答 正态分布是概率论中三个重要的分布之一,它是现实生活和科学技术中使用最多的一种分布,也是数理统计的最重要假设. 许多随机变量本身并不属于正态分布,但在它们的共同作用下形成的随机变量的极限分布是正态分布,它们的概率如何计算是一个很重要的问题. 中心极限定理阐明了在什么条件下,原本不属于正态分布的一些随机变量其总和分布渐近服从正态分布.

问 5.4 大数定律与中心极限定理有什么异同?

答 大数定律与中心极限定理都是通过极限理论来研究概率问题,研究对象都是随机变量序列,解决的都是概率论中的基本问题,因而大数定律与中心极限定理在概率论中的意义都十分重要.

它们的不同在于:大数定律给出的是当  $n \rightarrow \infty$  时随机变量序列的函数(平均值或概率的极限);而中心极限定理则告诉我们随机变量序列总和的分布近似正态分布.总和的标准化随机变量服从渐近标准正态分布,而不论随机变量序列服从何种分布.它是近两个世纪概率论研究的中心问题,所以称为中心极限定理.

### 综合练习题五

1.  $\xi_1, \xi_2, \dots$  相互独立,  $\xi_i \sim \varphi(x), \varphi(x) = 2x^{-3}(x \geq 1, i=1, 2, \dots)$ , 则有 ( ).

(A) 对每一个  $\xi_i (i=1, 2, \dots)$  都满足切比雪夫不等式

(B)  $\xi_i (i=1, 2, \dots)$  都不满足切比雪夫不等式

(C)  $\xi_i (i=1, 2, \dots)$  满足切比雪夫大数定律

(D)  $\xi_i (i=1, 2, \dots)$  不满足切比雪夫大数定律条件

解 由切比雪夫不等式及切比雪夫大数定律可知选 (B), (D).

2.  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_9$  相互独立,  $E(\xi_i) = 1, D(\xi_i) = 1 (i=1, 2, \dots, 9)$  则对任意给定的  $\epsilon > 0$ , 有 ( ).

(A)  $P\left(\left|\sum_{i=1}^9 \xi_i - 1\right| < \epsilon\right) \geq 1 - \epsilon^{-2}$  (B)  $P\left(\left|\frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 \xi_i - 1\right| < \epsilon\right) \geq 1 - \epsilon^{-2}$

(C)  $P\left(\left|\sum_{i=1}^9 \xi_i - 9\right| < \epsilon\right) \geq 1 - \epsilon^{-2}$  (D)  $P\left(\left|\sum_{i=1}^9 \xi_i - 9\right| < \epsilon\right) \geq 1 - 9\epsilon^{-2}$

解 由题意得,  $E(\xi) = \sum_{i=1}^9 E(\xi_i) = 9, D(\xi) = D\left(\sum_{i=1}^9 \xi_i\right) = \sum_{i=1}^9 D(\xi_i) = 9$ .

由  $P\left(\left|\sum_{i=1}^9 \xi_i - E(\xi)\right| < \epsilon\right) \geq 1 - \frac{D(\xi)}{\epsilon^2}$ . 故应选 (D).

3. 设  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \dots$  为独立随机变量序列, 且服从参数为  $\lambda$  的指数分布, 则 ( ).

(A)  $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\sum_{i=1}^n \xi_i - \frac{n}{\lambda}}{n/\lambda^2} \leq x\right\} = \Phi(x)$  (B)  $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\sum_{i=1}^n \xi_i - \frac{1}{\lambda}}{1/\lambda^2} \leq x\right\} = \Phi(x)$

3. 设  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \dots$  为独立随机变量序列, 且服从参数为  $\lambda$  的指数分布, 则 ( ).

(A)  $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\sum_{i=1}^n \xi_i - \frac{n}{\lambda}}{n/\lambda^2} \leq x\right\} = \Phi(x)$  (B)  $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\sum_{i=1}^n \xi_i - \frac{1}{\lambda}}{1/\lambda^2} \leq x\right\} = \Phi(x)$

(C)  $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\lambda \sum_{i=1}^n \xi_i - n}{\sqrt{n}} \leq x\right\} = \Phi(x)$  (D)  $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\lambda \sum_{i=1}^n \xi_i - n}{n} \leq x\right\} = \Phi(x)$

解 由题意知,  $E(\xi_i) = \frac{1}{\lambda}, D(\xi_i) = \frac{1}{\lambda^2}$ .

由独立同分布的中心极限定理

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\sum_{i=1}^n \xi_i - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \leq x\right\} = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \Phi(x),$$

即  $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\lambda \sum_{i=1}^n \xi_i - n}{\sqrt{n}} \leq x\right\} = \Phi(x)$ . 故应选 (C).

4. 设  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \dots$  为独立随机变量序列, 且  $\xi_i (i=1, 2, \dots)$  服从参数为  $\lambda$  的泊松分布, 则 ( ) 成立.

(A)  $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\sum_{i=1}^n \xi_i - n\lambda}{\sqrt{n}} \leq x\right\} = \Phi(x)$

(B) 当  $n$  充分大时,  $\sum_{i=1}^n \xi_i$  近似服从  $N(0, 1)$  分布

(C) 当  $n$  充分大时,  $\sum_{i=1}^n \xi_i$  近似服从  $N(n\lambda, n\lambda)$  分布

(D) 当  $n$  充分大时,  $P\left(\sum_{i=1}^n \xi_i \leq x\right) = \Phi(x)$

解 因为  $\xi_i (i=1, 2, \dots)$  服从参数为  $\lambda$  的泊松分布, 故  $E(\xi_i) = \lambda, D(\xi_i) = \lambda$ , 由独立同分布的中心极限定理得

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\sum_{i=1}^n \xi_i - n\lambda}{\sqrt{n\lambda}} \leq x\right\} = \Phi(x),$$

故 (A) 不对. 由中心极限定理知, 当  $n$  充分大时,  $\sum_{i=1}^n \xi_i$  近似服从  $N(n\lambda, n\lambda)$  分布, 故选 (C).

### 1. 填空题

(1) 设随机变量  $\xi$  和  $\eta$  的数学期望都是 2, 方差分别为 1 和 4, 而相关系数为  $-0.5$ , 则根据切比雪夫不等式  $P(|\xi - \eta| \geq 6) \leq \underline{\hspace{2cm}}$ .

因为  $E(\xi - \eta) = E(\xi) - E(\eta) = 0$ ,

$$\begin{aligned} D(\xi + \eta) &= D(\xi) + D(\eta) + 2\text{cov}(\xi, \eta) \\ &= D(\xi) + D(\eta) + 2\rho_{\xi\eta}\sqrt{D(\xi)D(\eta)} \\ &= 1 + 4 - 2 \times 0.5 \times 2 = 3. \end{aligned}$$

根据切比雪夫不等式

$$P(|\xi - \eta - E(\xi - \eta)| \geq 6) \leq \frac{D(\xi - \eta)}{2},$$

所以  $P(|\xi - \eta| \geq 6) \leq \frac{3}{36} = \frac{1}{12}$ .

(2) 设随机变量  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$  独立同分布, 且  $E(\xi_i) = \mu, D(\xi_i) = \sigma^2 > 0, i=1, 2, \dots, K$ , 那么  $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\sum_{i=1}^n \xi_i - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \leq x\right\} = \underline{\hspace{2cm}}$ .

(2) 设随机变量  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$  独立同分布, 且  $E(\xi_i) = \mu, D(\xi_i) = \sigma^2 > 0, i=1, 2, \dots, K$ , 那么  $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\sum_{i=1}^n \xi_i - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \leq x\right\} = \underline{\hspace{2cm}}$ .

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\sum_{i=1}^n \xi_i - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \leq x\right\} = \underline{\hspace{2cm}}.$$

由独立同分布的中心极限定理

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\sum_{i=1}^n \xi_i - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \leq x\right\} = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt.$$

(3) 设随机变量  $\eta_n$  服从  $B(n, p)$ , 则对于区间  $(a, b)$ , 恒有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(a < \frac{\eta_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} \leq b\right) = \underline{\hspace{2cm}}.$$

根据德莫佛—拉普拉斯中心极限定理

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(a < \frac{\eta_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} \leq b\right) = \int_a^b \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt.$$

(4)某计算机系统有 120 个终端,每个终端有 5%的时间在使用,若各个终端使用与否相互独立,则有 10 个或更多个终端在使用的概率是\_\_\_\_\_.

设  $\xi$  为使用的终端数,则  $\xi \sim B(120, 0.05)$ .

$$P(\xi \geq 10) = 1 - P(\xi < 10) \approx 1 - \Phi\left(\frac{10-6}{\sqrt{0.95 \times 6}}\right) \\ = 1 - \Phi(1.675) = 1 - 0.9525 = 0.0475.$$

(5)一大批产品中优质品占一半,现每次抽取一次,看后放回再抽,问在 100 次抽取中取到优质品次数不超过 45 的概率等于\_\_\_\_\_.

令  $\eta$  表示 100 次抽取中取到优质品的次数,

$$\xi_i = \begin{cases} 1, & \text{第 } i \text{ 次取到优质品;} \\ 0, & \text{第 } i \text{ 次没有取到优质品,} \end{cases} \quad i=1, 2, \dots, 100$$

$$\text{则 } \eta = \sum_{i=1}^{100} \xi_i, \eta \sim B(100, 0.5).$$

$$\text{那么 } E(\eta) = 100 \times 0.5 = 50, D(\eta) = 100 \times 0.5 \times 0.5 = 25.$$

(5)一大批产品中优质品占一半,现每次抽取一次,看后放回再抽,问在 100 次抽取中取到优质品次数不超过 45 的概率等于\_\_\_\_\_.

令  $\eta$  表示 100 次抽取中取到优质品的次数,

$$\xi_i = \begin{cases} 1, & \text{第 } i \text{ 次取到优质品;} \\ 0, & \text{第 } i \text{ 次没有取到优质品,} \end{cases} \quad i=1, 2, \dots, 100$$

$$\text{则 } \eta = \sum_{i=1}^{100} \xi_i, \eta \sim B(100, 0.5).$$

$$\text{那么 } E(\eta) = 100 \times 0.5 = 50, D(\eta) = 100 \times 0.5 \times 0.5 = 25.$$

由德莫佛-拉普拉斯中心极限定理可得

$$P(\eta \leq 45) = P\left(\frac{\eta-50}{\sqrt{D\eta}} \leq \frac{45-50}{\sqrt{D\eta}}\right) = P\left(\frac{\eta-50}{5} \leq -1\right) \\ \approx \Phi(-1) = 1 - \Phi(1) = 1 - 0.8413 = 0.1587.$$

(1)据以往经验,某种电器元件寿命服从均值为 100 小时的指数分布,现随机地取 16 只,设它们的寿命是相互独立的,求这 16 只元件的寿命的总和大于 1920 小时的概率.

解 记 16 只电器元件的寿命分别为  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_{16}$ , 则这 16 只电器元件的寿命之和为  $\xi = \sum_{i=1}^{16} \xi_i$ , 依题意,  $E(\xi_i) = 100, D(\xi_i) = 100^2$ , 根据独立同分布的中心极限定理

$$\eta = \frac{\sum_{i=1}^{16} \xi_i - 16 \times 100}{4 \times 100} = \frac{\xi - 1600}{400},$$

近似地服从  $N(0, 1)$ , 于是

$$P(\xi > 1920) = 1 - P(\xi \leq 1920) \\ = 1 - P\left(\frac{\xi - 1600}{400} \leq \frac{1920 - 1600}{400}\right) \\ = 1 - \Phi(0.8) = 0.2119.$$

(2)某校有 1000 名学生,每人以 80%的概率去图书馆自习,问图书馆至少应设多少座位,才能以 99%的概率保证去上自习的同学都有座位?

解 设  $\xi$  表示同时去图书馆上自习的人数,并设图书馆至少设  $n$  个座位,才能以 99%的概率保证去上自习的同学都有座位.

即  $n$  满足  $P(\xi \leq n) \geq 0.99$ .

因为  $\xi \sim B(1000, 0.8)$ ,

$$\text{所以 } P(\xi \leq n) \approx \Phi\left(\frac{n - 1000 \times 0.8}{\sqrt{1000 \times 0.8 \times 0.2}}\right) - \Phi\left(\frac{0 - 1000 \times 0.8}{\sqrt{1000 \times 0.8 \times 0.2}}\right) \\ = \Phi\left(\frac{n - 800}{12.65}\right) \geq 0.99.$$

$$\text{查表得 } \frac{n - 800}{12.65} \geq 2.33, \text{ 故 } n \geq 829.5.$$

因此图书馆至少应该有 830 个座位.