

第五章 大数定理与中心极限定理

2009 考试内容（本大纲为数学 1，数学 3 需要根据大纲作部分增删）

切比雪夫 (Chebyshev) 不等式 切比雪夫大数定律 伯努利 (Bernoulli) 大数定律 辛钦 (Khinchine) 大数定律 棣莫弗—拉普拉斯 (De Moivre—Laplace) 定理 列维—林德伯格 (Levy—Lindberg) 定理

考试要求

1. 了解切比雪夫不等式。
2. 了解切比雪夫大数定律、伯努利大数定律和辛钦大数定律（独立同分布随机变量序列的大数定律）
3. 了解棣莫弗—拉普拉斯定理（二项分布以正态分布为极限分布）和列维—林德伯格定理（独立同分布随机变量序列的中心极限定理）

考点导读 3 大 2 中 1 不等（3 个大数定理、2 个中心极限定理和一个不等式）。

一、切贝雪夫不等式

1. 切贝雪夫不等式及其应用范围

如果不知道 X 属于何种分布，只要 $E(X)$ 和 $D(X)$ 存在，就可以估算出以 $E(X)$ 为中心的对称区间上取值的概率。即任给 $\varepsilon > 0$ ，有 $P\{|X - E(X)| \geq \varepsilon\} \leq \frac{D(X)}{\varepsilon^2}$ 或 $P\{|X - E(X)| < \varepsilon\} \geq 1 - \frac{D(X)}{\varepsilon^2}$

证 明：由积分比较定理可知：

$$\begin{aligned}
 DX &= \int_{-\infty}^{\infty} [x - EX]^2 f(x) dx \geq \int_{|x-EX| \geq \varepsilon} [x - EX]^2 f(x) dx \geq \int_{|x-EX| \geq \varepsilon} \varepsilon^2 f(x) dx \\
 &= \varepsilon^2 \int_{|x-EX| \geq \varepsilon} f(x) dx = \varepsilon^2 P\{|X - EX| \geq \varepsilon\} \\
 &\Rightarrow P\{|X - EX| \geq \varepsilon\} \leq \frac{DX}{\varepsilon^2} \\
 &\Rightarrow 1 - P\{|X - EX| < \varepsilon\} \leq \frac{DX}{\varepsilon^2} \Rightarrow P\{|X - EX| < \varepsilon\} \geq 1 - \frac{DX}{\varepsilon^2}
 \end{aligned}$$

智轩第 8 技 对于任意事件 $a < X < b$ ，应用切贝雪夫不等式的条件是 $EX = \frac{a+b}{2}$ ，并有

$$P\{a < X < b\} = P\left\{\frac{a-b}{2} < X - \frac{a+b}{2} < \frac{b-a}{2}\right\} = P\left\{\left|X - \frac{a+b}{2}\right| < \frac{b-a}{2}\right\} \geq 1 - \frac{4DX}{(b-a)^2}$$

2. 依概率收敛的定义

设 a 是一个常数， X_n 为一随机变量序列， $\forall \varepsilon > 0$ ， $\exists P\{|X_n - a| < \varepsilon\} = 1$ 或 $P\{|X_n - a| \geq \varepsilon\} = 0$ ，则称 $\{X_n\}$ 依概率收敛于 a ，记为 $X_n \xrightarrow{P} a$ 或 $\lim_{n \rightarrow +\infty} X_n = a(P)$ 。

■切贝雪夫不等式题型题法

【例 1】 设 X 为连续型随机变量，则是对任意常数 C ，必有

$$\begin{aligned}
 \text{(A)} \quad P(|X - C| \geq \varepsilon) &= \frac{E|X - C|}{\varepsilon} & \text{(B)} \quad P(|X - C| \geq \varepsilon) &\geq \frac{E|X - C|}{\varepsilon} \\
 \text{(C)} \quad P(|X - C| \geq \varepsilon) &\leq \frac{E|X - C|}{\varepsilon} & \text{(D)} \quad P(|X - C| \geq \varepsilon) &\leq \frac{D(X)}{\varepsilon^2}
 \end{aligned}$$

解: $P(|X-C| \geq \varepsilon) = \int_{|x-C| \geq \varepsilon} f(x)dx \leq \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{|x-C|}{\varepsilon} f(x)dx = \frac{1}{\varepsilon} \int_{-\infty}^{+\infty} |x-C| f(x)dx = \frac{E|X-C|}{\varepsilon}$, 应选 (C)。

【例 2】设 X 的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} \frac{x^n e^{-x}}{n!}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$, 证明: $P\{0 < X < 2(n+1)\} \geq \frac{n}{n+1}$ 。

解: 根据 $P\{a < X < b\} = P\left\{\frac{a-b}{2} < X - \frac{a+b}{2} < \frac{b-a}{2}\right\} = P\left\{\left|X - \frac{a+b}{2}\right| < \frac{b-a}{2}\right\} \geq 1 - \frac{4DX}{(b-a)^2}$

取 $a=0, b=2(n+1)$, 可以推知 $EX = \frac{a+b}{2} = \frac{0+2(n+1)}{2} = n+1$, 否则, 命题就存在错误, 事实上

$$EX = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \frac{1}{n!} \int_0^{+\infty} x^{n+1} e^{-x} dx = \frac{1}{n!} \Gamma(n+2) = n+1$$

$$EX^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x)dx = \frac{1}{n!} \int_0^{+\infty} x^{n+2} e^{-x} dx = \frac{1}{n!} \Gamma(n+3) = (n+2)(n+1)$$

$$DX = EX^2 - (EX)^2 = (n+2)(n+1) - (n+1)^2 = n+1$$

$$P\{0 < X < 2(n+1)\} = P\left\{\left|X - \frac{a+b}{2}\right| < \frac{b-a}{2}\right\} = P\{|X - (n+1)| < n+1\} \geq 1 - \frac{DX}{(n+1)^2} = \frac{n}{n+1}$$

【例 3】已知随机变量 X, Y 的数学期望分别为 -2 和 2 , 方差分别为 1 和 4 , 相关系数为 -0.5 ,

试估计 $P\{|X+Y| \geq 6\}$ 。

解: 由于未知 X, Y 的具体分布, 故使用切比雪夫不等式 $P\{|X - E(X)| \geq \varepsilon\} \leq \frac{D(X)}{\varepsilon^2}$

$$Z = X + Y \Rightarrow EZ = EX + EY = -2 + 2 = 0$$

$$DZ = DX + DY + 2\sqrt{DX \cdot DY} \cdot \rho_{XY} = 1 + 4 + 2 \times \sqrt{1 \times 4} \times (-0.5) = 3$$

$$P\{|X - E(X)| \geq \varepsilon\} \leq \frac{D(X)}{\varepsilon^2} \Rightarrow P\{|Z - E(Z)| \geq 6\} \leq \frac{3}{6^2} = \frac{1}{12}$$

$$\Rightarrow P\{|X+Y| \geq 6\} \leq \frac{1}{12}$$

【例 4】随机掷 6 颗骰子, 利用切比雪夫不等式估计 6 颗骰子点数之和大于 14 小于 28 的概率至少为多少?

解: 设 $X_i = \{\text{第 } i \text{ 颗骰子出现的点数}\}$

$$X_i \sim \begin{pmatrix} 1 & 2 & 3 & 4 & 5 & 6 \\ \frac{1}{6} & \frac{1}{6} & \frac{1}{6} & \frac{1}{6} & \frac{1}{6} & \frac{1}{6} \end{pmatrix} \Rightarrow X = \sum_{i=1}^6 X_i$$

$$EX_i = \frac{1}{6}(1+2+3+4+5+6) = \frac{7}{2}; EX_i^2 = \frac{1}{6}(1^2+2^2+3^2+4^2+5^2+6^2) = \frac{91}{6}; DX_i = EX_i^2 - (EX_i)^2 = \frac{91}{6} - \left(\frac{7}{2}\right)^2 = \frac{35}{12}$$

$$EX = E\left(\sum_{i=1}^6 X_i\right) = \sum_{i=1}^6 EX_i = 6 \times \frac{7}{2} = 21; DX = D\left(\sum_{i=1}^6 X_i\right) = \sum_{i=1}^6 DX_i = 6 \times \frac{35}{12} = \frac{35}{2}$$

$$P\{14 < X < 28\} = P\{-7 < X - 21 < 7\} = P\{|X - 21| < 7\} \geq 1 - \frac{\frac{35}{2}}{7^2} = \frac{9}{14}$$

【例 5】假设某一年龄段女孩平均身高 130cm，标准差是 8 厘米，现在从该年龄段女孩中随机抽取 5 名女孩，测其身高，估计她们的平均身高 \bar{X} 在 120cm-140cm 之间的概率。

解：不知分布估计概率使用切贝雪夫不等式

设 X_i 为第 i 名被测女孩的身高，显然 X_1, \dots, X_5 相互独立同分布

$$E(X_i) = 130; D(X_i) = \sigma^2 = 8^2 = 64; \bar{X} = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 X_i \Rightarrow E(\bar{X}) = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 E(X_i) = \frac{1}{5} \times 5 \times 130 = 130$$

$$D(\bar{X}) = \frac{1}{25} D(\sum X_i) = \frac{1}{25} \sum D(X_i) = \frac{1}{25} \times 5 \times 64 = \frac{64}{5} = 12.8$$

应用切贝雪夫不等式，有 $P\{120 < \bar{X} < 140\} = P\{|\bar{X} - 130| < 10\} \geq 1 - \frac{12.8}{10^2} = 0.872$ 。

二、3 个大数定理

1. 大数定理的定义

设随机变量序列 $\{X_n\}$ 的数学期望 $\{EX_n\}$ 存在（不要求方差一定存在），如果对任意 $\varepsilon > 0$ ，有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\left|\bar{X} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n EX_i\right| < \varepsilon\right\} = 1, \text{ 则称 } \{X_n\} \text{ 服从大数定理。其中 } \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i。$$

2. 大数定理的特征：体现一个“均”字。

大数定理中的随机变量、数学期望、方差（标准差）均是对“均”而言。如 \bar{X} 和 $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n EX_i$

3. 切比雪夫大数定理

设随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立，不要求同分布，但数学期望和方差都存在（注意 $DX = cn$ ，当

$n \rightarrow +\infty$ 方差不存在），则 $\forall \varepsilon > 0$ ，有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\left|\bar{X} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n EX_i\right| < \varepsilon\right\} = 1。$$

4. 辛钦大数定理

设随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立同分布，且具有相同的数学期望 $E(X_i) = \mu$ ($i = 1, 2, \dots, n$)，不要求方

差存在，则 $\forall \varepsilon > 0$ ，有 $\lim_{n \rightarrow \infty} P\{|\bar{X} - \mu| < \varepsilon\} = 1$

辛钦大数定理说明，在大量（一般要求 $n > 45$ ）的测量值中，算术平均当 n 无限增加时将接近期望值。

5. 伯努利大数定理

设 Y_A 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 $\forall \varepsilon > 0$ ，有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\left|\frac{Y_A}{n} - p\right| < \varepsilon\right\} = 1 \quad \text{或} \quad \lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\left|\frac{Y_A}{n} - p\right| \geq \varepsilon\right\} = 0$$

评注 (a) $Y_A = X_1 + X_2 + \dots + X_n$ ， X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立，且都服从概率为 p 的同一 (0-1) 分布；当然

(0-1) 分布数学期望和方差也存在。

(b) 当 n 很大（一般要求大于 45）时，事件发生的频率 $\frac{Y_A}{n}$ 具有稳定性，且逼近于其概率，这也是为什么在实际应用中，常用频率来代替事件发生概率的原因。

(c) 显然，它要求的条件最高：不仅期望、方差存在，而且同分布 (0-1)。

6. 三个大数定理的应用选择原则

大数定理提供了算术平均代替加权平均（数学期望）的理论根据，适应于事件发生的平均值依概率收敛情形。如果能已知 EX ， DX 都存在，则使用切比雪夫大数定理；如果仅知道 EX 存在，而未知 DX 是否存在，则使用辛钦大数定理；如果是伯努利试验，则使用伯努利大数定理。

■ 大数定理题型题法

【例 6】 $X_i \sim E(2)$ ， $\{X_i\}$ 独立同，求 $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$ 。

解：注意随机变量的极限是指依概率收敛情形。本题知道了具体分布，求随机变量平均值的极限，故使用大数定理，又能够确定 EX ， DX ，故使用切比雪夫大数定理。

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \mu\right| < \varepsilon\right\} = 1 \Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - EX_i^2\right| < \varepsilon\right\} = 1$$

$$EX_i^2 = DX_i + (EX_i)^2 = \frac{1}{\lambda^2} + \frac{1}{\lambda^2} = \frac{2}{\lambda^2} = \frac{1}{2}$$

$$\Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \frac{1}{2}\right| < \varepsilon\right\} = 1 \Rightarrow \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 = \frac{1}{2} (P).$$

【例 7】设 $\{X_n\}$ 独立同分布， $F(X) = a + \frac{1}{\pi} \arctg \frac{x}{b}$ ($b \neq 0$)，问辛钦大数定理可否适应。

解： $f(x) = F'(x) = \frac{|b|}{\pi(b^2 + x^2)}$ ， $EX = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \frac{2|b|}{\pi} \int_0^{+\infty} \frac{x}{b^2 + x^2} dx = \frac{|b|}{\pi} m(b^2 + X^2) \Big|_0^{+\infty} = +\infty$

数学期望不存在，故不可适用辛钦大数定理。

【例 8】设 $\{X_n\}$ 独立同分布，且 $EX_n = 0$ ， $n = 1, 2, \dots$ ，求 $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\sum_{i=1}^n X_i < n\right)$ 。

解：不知道方差是否存在，使用辛钦大数定理

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\left|\bar{X} - \mu\right| < \varepsilon\right\} = 1 \Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right| < \varepsilon\right\} = 1 \xrightarrow{\text{let } \varepsilon=1} \lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\left|\sum_{i=1}^n X_i\right| < n\right\} = 1$$

$$\text{而 } 1 \geq \lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\sum_{i=1}^n X_i < n\right\} \geq \lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\left|\sum_{i=1}^n X_i\right| < n\right\} = 1 \Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\sum_{i=1}^n X_i < n\right\} = 1$$

【例 9】设 $\{X_n\}$ 相互独立， $X_n \sim E(n)$ $n = 1, 2, \dots$ 。则下列哪个不符合切比雪夫大数定理。

(A) X_1, X_2, \dots, X_n (B) $X_1, 2^2 X_2, \dots, n^2 X_n$

(C) $X_1, \frac{1}{2} X_2, \dots, \frac{1}{n} X_n$ (D) $X_1, 2X_2, \dots, nX_n$

解：选(B)。

$$(A) EX_n = \frac{1}{n}; DX_n = \frac{1}{n^2}, \text{符合。}$$

$$(B) E(n^2 X_n) = n^2 \cdot \frac{1}{n} = n; D(n^2 X_n) = n^4 \cdot \frac{1}{n^2} = n^2 \text{无界, 即不存在, 不符合。}$$

$$(C) E\left(\frac{1}{n} X_n\right) = \frac{1}{n} \cdot \frac{1}{n} = \frac{1}{n^2}; D\left(\frac{1}{n} X_n\right) = \frac{1}{n} \cdot \frac{1}{n^2} = \frac{1}{n^3} \text{符合。}$$

$$(D) E(n X_n) = n \cdot \frac{1}{n} = 1; D\left(\frac{1}{n} X_n\right) = n \cdot \frac{1}{n^2} = \frac{1}{n} \text{符合。}$$

三、2 个中心极限定理

●中心极限的应用范围：

(1) X_1, X_2, \dots, X_n ($n > 45$) 独立同分布； (2) EX_n 和 DX_n 都存在，且 $DX_n \neq 0$ ($n=1, 2, \dots$)。

●中心极限的特征：体现一个“和”字

中心极限中的随机变量、数学期望、方差（标准差）均是对“和”而言。如 $\sum_{k=1}^n X_k$ 和 $n\mu$ 及 $\sqrt{n}\sigma$ 。

3.1 列维—林德伯格中心极限定理（又称独立同分布的中心极限定理）

设 $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ 独立同分布，且具有数学期望和大于零的方差，设 $E(X_i) = \mu$, $D(X_i) = \sigma^2 \neq 0$,

则随机变量 $\sum_{k=1}^n X_k$ 的标准化量 $Y_n = \frac{\sum_{k=1}^n X_k - E\left(\sum_{k=1}^n X_k\right)}{\sqrt{D\left(\sum_{k=1}^n X_k\right)}} = \frac{\sum_{k=1}^n X_k - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}$ 的分布函数 $F_n(x)$ 满足

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

评注 ① $\sum_{k=1}^n X_k \sim N(n\mu, n\sigma^2)$, $n \rightarrow \infty$;

② 此处 Y_n 表达式中，分子与分母可同乘以 $\frac{1}{n} \rightarrow Y_n = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}$ ，正好对应标准化 $N(0, 1)$ 。

3.2 棣莫佛—拉普拉斯中心极限定理

设随机变量 η_n ($n=1, 2, \dots$) 服从参数为 n, p 的二项分布（二项分布也是要求 X_1, \dots, X_n 相互独立，

$\eta_n = \sum_{k=1}^n X_k$ ，同时隐含 $DX_k = \sigma^2 = np(1-p) \neq 0$ ），则 $\forall x$ ，随机变量 $\eta_n = \sum_{i=1}^n X_i$ 的标准化量 $\frac{\eta_n - np}{\sqrt{np(1-p)}}$ 满

足 $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\eta_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} \leq x\right\} = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \Phi(x)$

评注 ① 正态分布是二项分布的极限分布；

② $\eta_n = \sum_{k=1}^n X_k \sim N[np, np(1-p)]$, $n \rightarrow \infty$ 。

③ 一般来说, $x \geq 3 \Rightarrow \Phi(x) \approx 1; x \leq -3 \Rightarrow \Phi(x) \approx 0$

智轩第 9 技 2 个中心极限定理的应用选择方法

中心极限定理提供了任何备选事件发生的标准化量依概率收敛于 $N(0, 1)$ 的理论根据。

当 EX , DX 都存在, 且 $DX \neq 0$ 时, 如果是伯努利试验 (离散型), 则使用莫佛—拉普拉斯中心极限定理; 一般型使用列维—林德伯格中心极限定理。

■ 中心极限定理题型题法

【例 10】设随机变量序列 $\{X_n\}$ 相互独立, $n=1, 2, \dots$ 。则下列哪个条件下, 序列 $\{X_n^2\}$ 符合列维—林德伯格中心极限定理。

$$(A) P\{X_i = m\} = p^m q^{1-m} \quad m=0, 1$$

$$(B) P\{X_i \leq x\} = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\pi(1+t^2)} dt$$

$$(C) P\{|X_i| = m\} = \frac{c}{m^2}, \quad m=0, 1, \dots, \quad c = \left(\sum_{i=1}^n \frac{2}{m^2}\right)^{-1} = \frac{3}{\pi^2}$$

$$(D) X_i \text{ 服从 } E(i), \quad i=0, 1, \dots$$

解: 选 (A)。

(A) $X_i \sim B(1, p) \Rightarrow X_i^2 \sim B(1, p)$, 期望和方差都存在, 符合。

$$(B) P\{X_i \leq x\} = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\pi(1+t^2)} dt$$

$$\Rightarrow \int_{-\infty}^x \frac{|x|}{\pi(1+x^2)} dx = \frac{1}{\pi} \lim_{a \rightarrow -\infty} \int_{-a}^x \frac{|t|}{1+t^2} dt = \frac{1}{\pi} \lim_{a \rightarrow -\infty} \int_{-a}^x \frac{|t|}{1+t^2} dt$$

$$= \frac{1}{\pi} \lim_{a \rightarrow -\infty} \left[-\int_{-a}^0 \frac{t}{1+t^2} dt + \int_0^x \frac{t}{1+t^2} dt \right]$$

$$= \frac{2}{\pi} \lim_{a \rightarrow -\infty} \left[-\ln(1+t^2) \Big|_{-a}^0 + \ln(1+t^2) \Big|_0^x \right]$$

$$= \frac{2}{\pi} \lim_{a \rightarrow -\infty} \left[\ln(1+a^2) + \ln(1+x^2) \right] \rightarrow +\infty \Rightarrow X_i \text{ 期望不存在, 不符合。}$$

$$(C) P\{|X_i| = m\} = \frac{c}{m^2} \Rightarrow \sum_{m=1}^{+\infty} |x| P\{x = \pm m\} = 2 \sum_{m=1}^{+\infty} m \cdot \frac{c}{m^2} = 2c \sum_{m=1}^{+\infty} \frac{1}{m} \text{ 不收敛, 故不符合。}$$

(D) X_i 随 i 的变化而变化, 不同分布, 故不符合。

【例 11】设随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立, 且都服从均匀分布 $U(0, 2)$, 求 $\sum_{i=1}^n X_i$ 的分布。

解: X_1, X_2, \dots, X_n 独立同分布, 且 $EX_i = \frac{a+b}{2} = 1; DX_i = \frac{(b-a)^2}{12} = \frac{1}{3}$, 满足列维—林德伯格中心极限定

$$\text{理, 则 } \lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{ \frac{\sum_{i=1}^n X_i - n \times 1}{\sqrt{\frac{n}{3}}} \leq x \right\} = \Phi(x) \Rightarrow \frac{\sum_{i=1}^n X_i - n \times 1}{\sqrt{\frac{n}{3}}} \text{ 近似服从 } N(0, 1) \Rightarrow \sum_{i=1}^n X_i \sim N\left(n, \frac{n}{3}\right)。$$

【例 12】一个供电网内共有 10000 盏功率相同的灯，夜晚每一盏灯开着的概率是 0.7，假设各盏灯开、关彼此独立，求夜晚同时开着的灯数在 6800 到 7200 之间的概率。

解：设 X 表示夜晚同时开着的灯的数目，依题意， X 服从 $n=10000$ ， $P=0.7$ 的二项分布。

$$EX = np = 10000 \times 0.7 = 7000, DX = np(1-p) = 2100$$

由 n 较大，根据棣莫佛—拉普拉斯定理 X 近似服从正态分布 $N(7000, 2100)$

$$\begin{aligned} P\{6800 < X < 7200\} &= P\left\{\left|\frac{x-7000}{\sqrt{2100}}\right| < \frac{200}{\sqrt{2100}}\right\} = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = 2\Phi(x) - 1 \\ &= 2\phi\left(\frac{200}{\sqrt{2100}}\right) - 1 = 0.9999 \quad \text{其中 } \Phi(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \end{aligned}$$

（题中： $np \rightarrow 7000$ ； $\eta_n \rightarrow x$ ）

【例 13】多次重复观测一个物理量，假设每次测量产生的随机误差都服从正态分布 $N(0, 0.3^2)$ ，如果取 n 次测量的算术平均值作为测量结果，试计算：

（1）测量结果与真值之差的绝对值小于一个小正数 δ 的概率 P ；

（2）给定 $\delta = 0.05$ ，使 P 不小于 0.95，至少应进行的测量次数 n 。

解：令随机变量 X_i ， ε_i 分别表示第 i 次的测量结果与测量误差， μ 表示真值，所以

$$X_i = \mu + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

$$\varepsilon_i \sim N(0, 0.3^2) \quad \text{易见 } \varepsilon_i \text{ 相互独立}$$

所以， $\{X_i\}$ 服从相互独立的正态分布 $N(\mu, 0.3^2)$

$$\sum_{i=1}^n X_i \text{ 服从 } N(n\mu, 0.09n)$$

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum X_i \text{ 服从 } N\left(\mu, \frac{0.09}{n}\right)$$

（1）根据独立同中心极限定理

$$P\{|\bar{X} - \mu| < \delta\} = P\left\{\left|\frac{n\bar{X} - n\mu}{0.3\sqrt{n}}\right| = \left|\frac{\sum X_i - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}\right| < \frac{\delta\sqrt{n}}{0.3}\right\} = 2\Phi\left(\frac{\delta\sqrt{n}}{0.3}\right) - 1$$

* 注意中心极限定义中积分下限为 $-\infty$ 时，对应 $\Phi(x)$ 。

$$(2) \quad P\{|\bar{X} - \mu| < 0.05\} = 2\Phi\left(\frac{0.05\sqrt{n}}{0.3}\right) - 1 \geq 0.95 \Rightarrow n \geq 138.2976, \text{ 故观测次数至少为 } 139.$$

【例 14】设随机变量 $\{X_n\}$ 相互独立， $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$ ，则根据列维—林德伯格中心极限定理，当 n 充分大 S_n 似服从正态分布，只要 $\{X_n\}$ （ ）

(A) 有相同的数学期望

(B) 有相同的方差

(C) 服从同一指数分布

(D) 服从同一离散分布

解：不管是哪一种中心极限定理，其共同的条件是 $\{X_n\}$ 存在数学期望（可以为 0）和方差（不能为 0），上述中只有 (C) 满足。

【例 15】一生产线生产的产品成箱包装，每箱的重量是随机的，假设每箱平均重量 50kg，标准差为 5kg，若用最大载重量为 5 吨的汽车承运，试用中心极限定理说明每辆车最多可装多少箱，才能保障不超载的概率大于 0.977 ($\phi(2) = 0.977$)。

解：设 X_i 是装运的第 i 的重量， n 表示装运箱数。

$$EX_i = 50, \quad DX_i = 5^2 = 25$$

且装运的总重量 $Y = X_1 + X_2 + \cdots + X_n$, $\{X_n\}$ 独立同分布

$$EY = 50n \quad DY = 25n$$

由刘维—林德伯格中心极限定理知 $Y \sim N(50n, 25n)$

$$\text{于是 } P(Y \leq 5000) = P\left\{\frac{Y - 50n}{5\sqrt{n}} \leq \frac{5000 - 50n}{5\sqrt{n}}\right\} = \phi\left(\frac{1000 - 10n}{\sqrt{n}}\right) > 0.977 = \phi(2)$$

$$\text{故 } \frac{1000 - 10n}{\sqrt{n}} > 2 \Rightarrow n < 98.0199, \text{ 也就是最多可以装 98 箱。}$$

评注 本题是求 n ，题目中隐含条件为 $X \geq 0$ ，若写出此条件，则求解过程就变为

$$P\{0 \leq Y \leq 5000\} = P\left\{\frac{0 - 50n}{5\sqrt{n}} \leq \frac{Y - 50n}{5\sqrt{n}} \leq \frac{5000 - 50n}{5\sqrt{n}}\right\} \approx \Phi(-10\sqrt{n}) - \Phi\left(\frac{1000 - 10n}{\sqrt{n}}\right)$$

$$\Rightarrow \Phi(-10\sqrt{n}) - \Phi\left(\frac{1000 - 10n}{\sqrt{n}}\right) > 0.977 \Rightarrow \text{无法解出结果。}$$

但我们可以判断 $\Phi(-10\sqrt{n}) = 1 - \Phi(10\sqrt{n}) = 0$ ，所以原解答没必要写出此隐含条件。

【例 16】利用中心极限定理证明 $\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^n \frac{n^k}{k!} e^{-n} = \frac{1}{2}$

证明：设 $\{X_i\}$ 独立同分布，均服从参数 $\lambda = 1$ 的泊松分布 $P\{X = k\} = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} = \frac{e^{-1}}{k!}, k = 0, 1, \cdots$ ，则由泊松分布的可加性知

$$Y = \sum_{i=1}^n X_i \text{ 服从 } \lambda = n \text{ 的泊松分布，且 } EY = n, \quad DY = n \Rightarrow Y \sim \frac{n^k e^{-n}}{k!}$$

于是由列维—林德伯格中心极限定理知

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^n \frac{n^k}{k!} e^{-n} = \lim_{n \rightarrow \infty} P(Y \leq n) = \lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\sum_{i=1}^n X_i \leq n\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\sum_{i=1}^n X_i - n}{\sqrt{n}} \leq 0\right\} = \phi(0) = \frac{1}{2}$$

评注 在应用中心极限定理时可采用下列步骤：

第一步 根据题意选取独立同分布的随机变量序列 $\{X_i\}$ ，求出 EX_i, DX_i

第二步 弄清 $Y = \sum_{i=1}^n X_i$ 所表示的意义，求出 EY, DY ，重新写出新的分布函数。

第三步 应用中心极限定理（独立同分布，林维--林德柏格），计算 $P(a \leq Y \leq b)$

若 $E(X_i) = \mu, D(X_i) = \sigma^2$ 则

$$P(a \leq Y \leq b) = P\left(\frac{a - EY}{\sqrt{DY}} \leq \frac{Y - EY}{\sqrt{DY}} \leq \frac{b - EY}{\sqrt{DY}}\right)$$

$$P\left(\frac{a - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} \leq \frac{Y - EY}{\sqrt{n}\sqrt{DY}} \leq \frac{b - n\mu}{\sigma\sqrt{n}}\right) \approx \Phi\left(\frac{b - n\mu}{\sigma\sqrt{n}}\right) - \Phi\left(\frac{a - n\mu}{\sigma\sqrt{n}}\right) = \Phi\left(\frac{b - n\mu}{\sigma\sqrt{n}}\right) + \Phi\left(-\frac{a - n\mu}{\sigma\sqrt{n}}\right) - 1$$

【例 17】 试利用切比雪夫不等式和中心极限定理，分别确定投掷一均匀硬币的次数，使得出现“正面向上”的频率在 0.4 和 0.6 之间的概率不少于 0.9。

解：设 X 表示投掷一枚均匀硬币 n 次“正面向上”的次数

$$X \sim B(n, 0.5) \Rightarrow EX = np = 0.5n; DX = np(1-p) = 0.25n$$

$$\begin{aligned} (1) P\left\{0.4 < \frac{X}{n} < 0.6\right\} &= P\{0.4n < X < 0.6n\} \\ &= P\{0.4n - 0.5n < X - 0.5n < 0.6n - 0.5n\} \\ &= P\{|X - 0.5n| < 0.1n\} \geq 1 - \frac{0.25n}{(0.1n)^2} = 1 - \frac{0.25n}{0.01n^2} = 1 - \frac{25}{n} \\ &\Rightarrow 1 - \frac{25}{n} \geq 0.9 \Rightarrow n \geq 250 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (2) P\left\{0.4 < \frac{X}{n} < 0.6\right\} &= P\left\{\frac{0.4n - 0.5n}{\sqrt{0.25n}} < \frac{X - 0.5n}{\sqrt{0.25n}} < \frac{0.6n - 0.5n}{\sqrt{0.25n}}\right\} \\ &= P\left\{-0.2\sqrt{n} < \frac{X - 0.5n}{\sqrt{0.25n}} < 0.2\sqrt{n}\right\} \\ &= \Phi(0.2\sqrt{n}) - \Phi(-0.2\sqrt{n}) = 2\Phi(0.2\sqrt{n}) - 1 \end{aligned}$$

$$2\Phi(0.2\sqrt{n}) - 1 \geq 0.9 \Rightarrow 0.2\sqrt{n} \geq 1.65 \Rightarrow n \geq 67.5 \Rightarrow n = 68$$

评注 本题计算结果告诉我们，在能够确定具体分布的情形下，虽然切比雪夫不等式和中心极限定理都能求解同类问题，但利用切比雪夫不等式要粗糙得多，故一般不采用。

【例 18】 (1) 一个复杂系统由 100 个相互独立的元件组成，在系统运行期间每个元件损坏的概率为 0.1，若系统要正常运转，至少需要 85 个元件工作，求系统的可靠性（即系统正常运转的概率）。

(2) 加入上述系统由 n 个相互独立的元件组成，而且至少要有 80% 的元件正常工作才能使整个系统正常运转，问 n 至少多大时才能保证系统正常运行的可靠度为 0.95。

解：(1) 令 $X_k = \begin{cases} 1, & \text{第}k\text{个元件没有损坏} \\ 0, & \text{第}k\text{个元件损坏} \end{cases} (k=1, 2, \dots, 100)$, 显然 $X_k \sim B(1, p)$

$X = \sum_{k=1}^{100} X_k \sim B(100, 0.9)$ 为系统正常运行时没有损坏的元件数。

$$\Rightarrow EX = np = 100 \times 0.9 = 90; \quad DX = np(1-p) = 100 \times 0.9 \times 0.1 = 9$$

根据棣莫弗-拉普拉斯中心极限定理, 所求可靠度为

$$P\{85 \leq X \leq 100\} = P\left\{\frac{85-90}{\sqrt{9}} \leq \frac{X-90}{\sqrt{9}} \leq \frac{100-90}{\sqrt{9}}\right\} \approx \Phi\left(\frac{10}{3}\right) - \Phi\left(-\frac{5}{3}\right) \approx 1 - \Phi\left(-\frac{5}{3}\right) = 0.952.$$

(2) $X = \sum_{k=1}^n X_k \sim B(n, 0.9)$ 为系统正常运行时没有损坏的元件数。

$$\Rightarrow EX = np = n \times 0.9 = 0.9n; \quad DX = np(1-p) = n \times 0.9 \times 0.1 = 0.09n$$

根据棣莫弗-拉普拉斯中心极限定理

$$\begin{aligned} P\{0.8n \leq X \leq 100\} &= P\left\{\frac{0.8n-0.9n}{\sqrt{0.09n}} \leq \frac{X-0.9n}{\sqrt{0.09n}} \leq \frac{100-0.9n}{\sqrt{0.09n}}\right\} \\ &\approx \Phi\left(\frac{100-0.9n}{\sqrt{0.09n}}\right) - \Phi\left(-\frac{1}{3}\sqrt{n}\right) \approx 1 - \Phi\left(-\frac{1}{3}\sqrt{n}\right) = \Phi\left(\frac{1}{3}\sqrt{n}\right) = 0.95 \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \frac{1}{3}\sqrt{n} = 1.65 \Rightarrow n = 25.$$

第五章 大数定律和中心极限定理模拟题

一. 填空题

1. 设随机变量 X 的数学期望 $E(X)=11$, 方差 $D(X)=9$, 则根据切比雪夫不等式估计, $P\{5 < X < 17\} \geq$ _____.

2. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是 n 个相互独立的随机变量, 且 $E(X_i) = \mu, D(X_i) = 4 (i=1, 2, \dots, n)$,

对于 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, 则由切比雪夫不等式估计有 $P\{\mu - 2 < \bar{X} < \mu + 2\} \geq$ _____.

3. 设随机变量 X 的数学期望 $E(X)=13$, 方差 $D(X)=4$, 用切比雪夫不等式估计得 $P\{|X - 13| \geq c\} \leq 0.01$, 则 $c =$ _____.

4. 设随机变量 X 和 Y 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估计 $P\{|X - Y| \geq 6\} \leq$ _____.

二. 选择题

1. 设随机变量 X 的方差存在, 并且满足不等式 $P\{|X - E(X)| \geq 3\} \leq \frac{2}{9}$, 则一定有

(A) $D(X)=2$

(B) $D(X) \neq 2$

(C) $P\{|X - E(X)| < 3\} \leq \frac{7}{9}$

(D) $P\{|X - E(X)| < 3\} \geq \frac{7}{9}$ []

2. 设随机变量 $X \sim B(n, p)$, 对任意 $0 < p < 1$, 利用切比雪夫不等式估计有 $P\{|X - np| \geq \sqrt{2n}\} \leq$

(A) $\frac{1}{2}$

(B) $\frac{1}{4}$

(C) $\frac{1}{8}$

(D) $\frac{1}{16}$

[]

3. 设随机变量 X_1, \dots, X_{16} 相互独立同分布, $E(X_i) = 1, D(X_i) = 1, i = 1, \dots, 16$.

令 $S_{16} = \sum_{i=1}^{16} X_i$, 则对任意 $\varepsilon > 0$, 从切比雪夫不等式直接可得

(A) $P\{|\frac{1}{16}S_{16} - 1| < \varepsilon\} \geq 1 - \frac{16}{\varepsilon^2}$

(B) $P\{|S_{16} - 16| < \varepsilon\} \geq 1 - \frac{16}{\varepsilon^2}$

(C) $P\{|\frac{1}{16}S_{16} - 1| < \varepsilon\} \geq 1 - \frac{1}{\varepsilon^2}$

(D) $P\{|S_{16} - 16| < \varepsilon\} \geq 1 - \frac{1}{\varepsilon^2}$ []

4. 设随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 是独立同分布, 且 X_i 的密度函数为 $f(x)$, 记 $p = P\{\sum_{i=1}^n X_i \leq x_i\}$, 当 n 充分大

时, 则有

(A) p 可以根据 $f(x)$ 进行计算

(B) p 不可以根据 $f(x)$ 进行计算

(C) p 一定可以用中心极限定理近似计算

(D) p 一定不能用中心极限定理近似计算 []

三. 解答题

1. 对于一个学生而言, 来参加家长会的家长人数是一个随机变量, 设一个学生无家长、1 名家长、2 名家长来参加会议的概率分别为 0.05, 0.8, 0.15. 若学校共有 400 名学生, 设各参加家长会的家长数相互独立, 且服

从同一分布。

- (1) 求参加会议的家长数超过 450 的概率；
 - (2) 求仅有 1 名家长来参加会议的学生数不多于 340 的概率。
2. 一生产线生产的产品成箱包装，每箱重量是随机的。假设每箱平均重 50 千克，标准差 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装多少箱，才能保证不超载的概率大于 0.977. ($\phi(2) = 0.977$, 其中 $\phi(x)$ 是标准正态分布函数)。
3. 设有 2500 个同一年龄段和同一社会阶层的人参加了某保险公司的人寿保险，假设在一年中每个人死亡的概率为 0.002，每个人在年初向保险公司交纳保费 120 元，而死亡时家属可以从保险公司领到 20000 元，问：
- (1) 保险公司亏本的概率是多少？
 - (2) 保险公司获利不少于 100000 元的概率是多少？
 - (3) 如果保险公司希望 99.9% 可能性保证获利不少于 500000 元，问公司至少要发展多少个客户？
4. 分别用切比雪夫不等式和中心极限定理估计，当掷一枚均匀硬币时，需掷多少次，才能保证使得出现正面的频率在 0.45 和 0.55 之间的概率不小于 90%。

第五章 大数定律和中心极限定理模拟题答案

一. 填空题

1. $\frac{3}{4}$ 2. $P\{|X - \mu| < 2\} \geq 1 - \frac{1}{n}$ 3. 20 4. $\frac{1}{12}$

二. 选择题

1. (D) 2. (C) 3. (B) 4. (A)

三. 解答题

1. (1) 0.1251; (2) 0.9938
2. 最多可装 98 箱。
3. (1) 0.000069; (2) 0.9874; (3) 公司至少要发展 4771 个客户。
4. 切比雪夫不等式 $n \geq 1000$, 中心极限定理估计 $n \geq 136$ 。