

第八次作业参考解答

1. 不正确. 强大数定律只保证以概率1收敛, 即 $P(\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{m}{n} = P(A)) = 1$, 它是 $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{m}{n} = P(A)$ 的必要不充分条件。

2. 记 $Y_n = \sum_{i=1}^n (X_i - \mu_i)$, $\forall \epsilon > 0$, $E[Y_n] = 0$, $\text{var}[Y_n] = \sum_{i=1}^n \sigma_i^2$

应用Chebyshev不等式:

$$P\left\{\left|\frac{Y_n}{n}\right| \geq \epsilon\right\} \leq \frac{1}{n^2 \epsilon^2} \text{Var}[Y_n] = \frac{1}{n^2 \epsilon^2} \sum_{i=1}^n \sigma_i^2 < \frac{c}{n \epsilon^2}.$$

3. 假设 $\{X_i\}_i$ 独立同分布且具有有限的期望 μ 和方差 σ^2 , 记

$$\Phi_n(x) := P\left\{\frac{\sqrt{n}}{\sigma}(\bar{X} - \mu) \leq x\right\},$$

$\forall \epsilon > 0, \forall \delta > 0$, 可以先后证明:

I. 存在足够大的 $A_\delta > 0$ 使得 $\Phi(A_\delta) \geq 1 - \delta$.

II. 由中心极限定理 $\lim_n \Phi_n(x) = \Phi(x)$ 知存在足够大正整数 $N_1 > 0$ 使得

$$|\Phi_n(A_\delta) - \Phi(A_\delta)| < \delta, |\Phi_n(-A_\delta) - \Phi(-A_\delta)| < \delta, \forall n \geq N_1.$$

III. 取足够大正整数 N_2 使得 $\frac{\epsilon \sqrt{N_2}}{\sigma} > A_\delta$. 从而当 $n > \max\{N_1, N_2\}$ 时,

$$\begin{aligned} P\{|\bar{X} - \mu| \geq \epsilon\} &\leq 1 - \Phi_n\left(\frac{\epsilon \sqrt{n}}{\sigma}\right) + \Phi_n\left(-\frac{\epsilon \sqrt{n}}{\sigma}\right) \leq 1 - \Phi_n(A_\delta) + \Phi_n(-A_\delta) \\ &\leq 1 - (\Phi(A_\delta) - \delta) + (\Phi(-A_\delta) + \delta) \leq 4\delta. \end{aligned}$$

即证 $\lim_n P\{|\bar{X} - \mu| \geq \epsilon\} = 0, \forall \epsilon > 0$.

4. 注意到恒等式

$$S^2 - \sigma^2 = \frac{n}{n-1} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 - \sigma^2 \right] - \frac{n}{n-1} (\bar{X} - \mu)^2 - \frac{\sigma^2}{n-1}.$$

应用弱大数定律知

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 - \sigma^2 \xrightarrow{P} 0, \bar{X} - \mu \xrightarrow{P} 0.$$

结合依概率收敛的四则运算性质¹立即得 $S^2 - \sigma^2 \xrightarrow{P} 0$.

5. 依照题目中的事件考虑, 有 $C \subset A \cup B$. 这是因为事件 A^c 表示 X_n 收敛于 a , 事件 B^c 表示 Y_n 收敛于 b , 而根据极限的四则运算性质 $P(C^c | A^c B^c) = 1$. 那么

$$0 \leq P(C) \leq P(A \cup B) \leq P(A) + P(B) = 0$$

从而 $1 - P(C) = 1$, 即 $\frac{X_n}{Y_n}$ 以概率1收敛于 $\frac{a}{b}$.

¹ 四则运算性质指的是, 若 $X_n \xrightarrow{P} a, Y_n \xrightarrow{P} b$, 则有 $cX_n, X_n \pm Y_n, X_n Y_n$ 分别依概率收敛到 $ca, a \pm b, ab$. 若还满足 $Y_n \neq 0, b \neq 0$, 则 $X_n/Y_n \xrightarrow{P} a/b$. 证明留作练习.

6. 令 $\bar{X} = \frac{X_1+X_2+\dots+X_n}{n}$, $\bar{Y} = \frac{Y_1+Y_2+\dots+Y_n}{n}$, 可知这两个随机变量依概率收敛至1, $\bar{X} \xrightarrow{a.s.} 2, \bar{Y} \xrightarrow{a.s.} 5$, 结合Q5结论可以得到Q6

7. 直接应用中心极限定理.

$$n\mu = 20, \sqrt{n}\sigma = \sqrt{10}, P(X = 20) = P\left(\frac{X - 20}{\sqrt{10}} = 0\right) \approx \Phi\left(\frac{0.5}{\sqrt{10}}\right) - \Phi\left(\frac{-0.5}{\sqrt{10}}\right) = 0.1256.$$

以及精确值

$$P(X = 20) = 2^{-40} \binom{40}{20} \approx 0.1254.$$

8. 事故数 $Y = \sum_{i=1}^n X_i \sim B(n, p)$, 其中 $n = 10000, p = 0.001, \mu = 10, \sigma = \sqrt{9.99}$, 公司获得至少毛利润 m 千元的概率为

$$p_m = P(20 - Y \geq m) = P\left(\frac{Y - 10}{\sqrt{9.99}} \leq \frac{10 - m}{\sqrt{9.99}}\right) \approx \Phi\left(\frac{10.5 - m}{\sqrt{9.99}}\right).$$

(1) 公司能够获利概率 $p_0 \approx \Phi\left(\frac{10.5}{\sqrt{9.99}}\right) = 0.9996$, 是大概率事件, 故定价合理.

(2) 所求即 $p_4 \approx \Phi\left(\frac{6.5}{\sqrt{9.99}}\right) = 0.9801$.

(2) 所求即 $\Phi\left(\frac{10.5 - m}{\sqrt{9.99}}\right) = 0.95$, 解得 $m = 5.3011$ 千元.

9. $X_i \sim U(-1, 1), E[\bar{X}] = 0, \text{Var}[\bar{X}] = \frac{1}{3n}$, 所求 n 次测量平均误差低于 ϵ 的概率为

$$p_{n,\epsilon} = P(|\bar{X}| < \epsilon) = P\left(\left|\sqrt{3n}\bar{X}\right| < \sqrt{3n}\epsilon\right) \approx 2\Phi\left(\sqrt{3n}\epsilon\right) - 1,$$

(1) $p_{25,0.2} \approx 2\Phi(\sqrt{75} \times 0.2) - 1 = 0.9167$.

(2) 所求即 $2\Phi(\sqrt{3n}\epsilon) - 1 \geq 1 - \alpha$, 对 $\epsilon = 0.2, \alpha = 0.05$ 解得 $n \geq 33$.

(2) 由Chebyshev不等式得

$$P(|\bar{X}| < \epsilon) \geq 1 - \frac{\text{Var}[\bar{X}]}{\epsilon^2} = 1 - \frac{1}{3n\epsilon^2},$$

对 $\epsilon = 0.2, \alpha = 0.05$, 令 $1 - \frac{1}{3n\epsilon^2} \geq 1 - \alpha$ 解得 $n \geq 167$.

10. $X \sim B(5000, 0.8), E[X] = 4000, \text{Var}[X] = 800$, 所求即

$$P\left(\left|\frac{X}{5000} - 0.8\right| \leq \epsilon\right) = P\left(\left|\frac{X - 4000}{\sqrt{800}}\right| \leq \frac{5000\epsilon}{\sqrt{800}}\right) \approx 2\Phi\left(\frac{5000\epsilon + 0.5}{\sqrt{800}}\right) - 1,$$

令 $2\Phi\left(\frac{5000\epsilon + 0.5}{\sqrt{800}}\right) - 1 = 0.99$ 解得 $\epsilon = 0.0145$, 对应合格品数的范围 $[3927, 4073]$.

11. [From 2023010455] 例如的15年全国人口抽样调查, 预先假设了男、女性别比例在某地区分布是均匀的。那么在统计性男女比例时, 预设了精度和置信度的前提下, 无须调查完所有人口, 调查宅某下限的人数后, 就能以足够大的把握确保性别比例在真实值的精度范围以内, 且该下限与人口总数无关。

12. 根据提示, 用随机变量 X_i 表示第 i 天是上涨还是下跌。那么

$$\begin{aligned} Y_n &= \prod_{i=1}^n 1.7^{X_i} 0.5^{1-X_i} \\ \ln Y_n &= \sum_{i=1}^n X_i \ln 1.7 + (1 - X_i) \ln 0.5 \\ &= \sum_{i=1}^n [X_i \ln 3.4 + \ln 0.5] \end{aligned}$$

(1) 由中心极限定理, $\ln Y_n$ 近似服从正态分布, 均值为 $n(\frac{\ln 3.4}{2} + \ln 0.5) = n \ln \frac{\sqrt{3.4}}{2}$. 方差为 $\frac{n}{4} \ln^2 3.4$.

(2) 利用独立性,

$$E[Y_n] = \prod_{i=1}^n E[1.7^{X_i} 0.5^{1-X_i}] = \prod_{i=1}^n (1/2 * 1.7 + 1/2 * 0.5) = 1.1^n.$$

(3) 应用强大数定律知 $\bar{X} \xrightarrow{\text{a.s.}} \frac{1}{2}$, 从而可以进一步验证

$$Y_n = \left(1.7^{\bar{X}} 0.5^{1-\bar{X}}\right)^n \xrightarrow{\text{a.s.}} 0.$$

(4) 对于(2)的结果, 当 $n \rightarrow \infty$ 时, 由于股价上涨的幅度大于下降幅度, 整体而言, 即从均值的角度考虑, 股价在以大于1的速率迭代上涨, 因此 $n \rightarrow \infty$ 时, $E[Y_n] \rightarrow \infty$ 。

对于(3)而言, $1.7^{\bar{X}} 0.5^{1-\bar{X}}$ 是一个小于1的数, 当 $n \rightarrow \infty$ 时, 接近一个公比小于1的等比数列, 极限为0。

13. (1) 定义 $I_i(x) \begin{cases} 1, & X_i \leq x \\ 0, & X_i > x \end{cases}$, $F_n(x) = \sum_{i=1}^n I_i(x)$,

$$E[F_n(x)] = F(x), \text{Var}[F_n(x)] = \frac{F(x)[1-F(x)]}{n}.$$

(2) $\forall \epsilon > 0$, 利用Chebyshev不等式

$$P(|F_n(x) - F(x)| \geq \epsilon) \leq \frac{F(x)[1-F(x)]}{n\epsilon^2} \rightarrow 0 (n \rightarrow +\infty).$$

14. 预期是均匀分布和正态分布对应的实验结果符合中心极限定理, Cauchy分布不符合。

作业总结:

- 切比雪夫不等式是概率论中的一个重要不等式，描述了随机变量偏离其均值的概率。其数学表达式为：

$$P(|X - \mathbb{E}[X]| \geq k\sigma) \leq \frac{1}{k^2}$$

其中：- X 是随机变量，- $\mathbb{E}[X]$ 是 X 的期望，- σ 是 X 的标准差，- k 是大于 0 的任意常数。

切比雪夫不等式告诉我们，对于任意的 $k > 0$ ，随机变量 X 偏离其均值 $\mathbb{E}[X]$ 超过 k 倍标准差的概率不会超过 $\frac{1}{k^2}$ 。

中心极限定理是概率论中的一条重要定理，它说明了独立同分布的随机变量的和（或均值）随着样本量的增大，其分布会趋近于正态分布。具体而言：

设 X_1, X_2, \dots, X_n 为独立同分布（i.i.d.）的随机变量，均值为 μ ，方差为 σ^2 ，则对于足够大的 n ，它们的样本均值 $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ 的分布趋近于正态分布：

$$\bar{X}_n \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$