

Chap 5 不等式与极限定理

1 概率不等式

- 定义(Markov 不等式) $Y \geq 0, \forall a > 0$, 有

$$P(Y \geq a) \leq \frac{E(Y)}{a}.$$

- 证明 令示性变量

$$I = \begin{cases} 1, Y \geq a; \\ 0, Y < a. \end{cases}$$

从而有 $I \leq \frac{Y}{a}$, 两边取期望, 即得

$$P(Y \geq a) \leq \frac{E(Y)}{a}.$$

- 定义(Chebyshev 不等式) $Var(Y)$ 存在, $\forall a > 0$, 有

$$P(|Y - E(Y)| \geq a) \leq \frac{Var(Y)}{a^2}.$$

- 证明 注意到

$$\begin{aligned} P(|Y - E(Y)| \geq a) &= P((Y - E(Y))^2 \geq a^2) \\ &\leq \frac{E[(Y - E(Y))^2]}{a^2} \\ &= \frac{Var(Y)}{a^2}. \end{aligned}$$

- 注 若 $Var(Y) = 0$, 则 $P(Y = E(Y)) = 1$. ($Y = E(Y)$ a. s.)

- 定义(Chernoff 不等式) $\forall a > 0, t > 0$, 有

$$P(Y \geq a) \leq \frac{E(e^{tY})}{e^{ta}}.$$

- 证明 注意到

$$\begin{aligned} P(Y \geq a) &= P(e^{tY} \geq e^{ta}) \text{ (保证 } e^{tY} > 0) \\ &\leq \frac{E(e^{tY})}{e^{ta}}. \end{aligned}$$

- 例 $X \sim N(0, 1)$, 估计 $P(|X| \geq 3)$.

- 解答 我们有

$$P(|X| \geq 3) \leq \begin{cases} \frac{E(|X|)}{3} = \frac{1}{3} \sqrt{\frac{2}{\pi}} \approx 0.27; & (Markov) \\ \frac{Var(X)}{3^2} = \frac{1}{9} \approx 0.11; & (Chebyshev) \\ \frac{2E(e^{tX})}{e^{3t}} = 2e^{\frac{t^2}{2}-3t} \leq 2e^{-\frac{9}{2}} \approx 0.02. & (Chernoff) \end{cases}$$

2 大数定律 (LLN)

- 定义 X_1, X_2, \dots iid (独立同分布), $E(X_i) = \mu$, $Var(X_i) = \sigma^2 > 0$. 定义:

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, E(\bar{X}) = \mu, Var(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n} \rightarrow 0.$$

- 定义(Khinchin 弱大数定律)(WLLN)

若 X_1, X_2, \dots iid, $E(X_i) = \mu$, $Var(X_i) = \sigma^2 > 0$. 则 $\forall \varepsilon > 0$, 有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\bar{X} - \mu| \geq \varepsilon) = 0.$$

- 证明 我们有

$$P(|\bar{X} - \mu| \geq \varepsilon) \leq \frac{Var(\bar{X})}{\varepsilon^2} = \frac{\sigma^2}{n\varepsilon^2} \rightarrow 0, \text{ 当 } n \rightarrow \infty.$$

- 注

- $\mu \approx \bar{X}$ (在很大概率意义下可以用作样本均值估计);
 - $\forall \varepsilon > 0, \forall \alpha > 0, \exists N > 0$ 使得当 $n \geq N$ 时

$$P(|\bar{X} - \mu| \geq \varepsilon) \leq \alpha.$$

其中 ε 体现了精度, α 体现了置信度.

- Bernoulli LLN**: $X_i \sim B(p)$, 则特殊地得到 **Bernoulli** 大数定律.
 - 方差有限条件可去掉, 结论依然成立;
 - 可推广至不同的条件:

- X_i 两两不相关, $Var(X_i)$ 一致有界 (**Chebyshev**);
 - $Var(\bar{X}) \rightarrow 0$ (**Markov**).

- 定义(依概率收敛)

$$Y_n \xrightarrow{P} Y \iff \forall \varepsilon > 0, \lim_{n \rightarrow \infty} P(|Y_n - Y| \geq \varepsilon) = 0.$$

- 注 **WLLN** $\Rightarrow \bar{X} \xrightarrow{P} \mu$ (考虑偏差).

- 定义(Kolmogorov 强大数定律)(SLLN)

若 X_1, X_2, \dots iid, $E(X_i) = \mu$. 则有

$$P(\omega \in \Omega \mid \lim_{n \rightarrow \infty} \overline{X}_n(\omega) = \mu) = P(\lim_{n \rightarrow \infty} \overline{X} = \mu) = 1.$$

- 注 若 $X_i \sim B(p)$ 则 \overline{X} 为频率, 从而概率的频率解释是合理的.
- 定义(以概率 1 收敛)

$$Y_n \xrightarrow{a.s.} Y \iff P(\lim_{n \rightarrow \infty} Y_n = Y) = 1.$$

- 注 SLLN $\Rightarrow \overline{X} \xrightarrow{a.s.} \mu$ (逐点考虑).
- 例 (Monte Carlo 积分)
- 解答 在 $[a, b] \times [0, c]$ 上取点 (X_i, Y_i) iid 在矩形内均匀分布. 定义

$$I_i = \begin{cases} 1, & (X_i, Y_i) \in D; \\ 0, & (X_i, Y_i) \notin D. \end{cases}$$

则 $I_i \xrightarrow{iid} B(p)$. 我们有

$$P = \frac{1}{(b-a)c} \int_a^b g(x) dx \approx \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I_i.$$

- 例 两种收敛有什么差别?
- 解答 考虑 $\Omega = [0, 1]$ 均匀分布 (从而有 (Ω, \mathcal{F}, P)). 我们构造

$$Y_1(\omega) = \omega + I_{[0,1]}(\omega)$$

$$Y_2(\omega) = \omega + I_{[0, \frac{1}{2}]}(\omega)$$

$$Y_3(\omega) = \omega + I_{[\frac{1}{2}, 1]}(\omega)$$

$$Y_4(\omega) = \omega + I_{[0, \frac{1}{3}]}(\omega)$$

$$Y_5(\omega) = \omega + I_{[\frac{1}{3}, \frac{2}{3}]}(\omega)$$

$$Y_6(\omega) = \omega + I_{[\frac{2}{3}, 1]}(\omega)$$

...

$$Y(\omega) = \omega.$$

因此有 $Y_n \xrightarrow{P} Y$, 但是 $Y_n \not\xrightarrow{a.s.} Y$ 不成立.

这是因为 $\forall \omega_0 \in (0, 1)$, $Y_n(\omega_0)$ 是振荡的, 它的极限不存在.

3 中心极限定理 (CLT)

- 定义(中心极限定理)(CLT)

若 X_1, X_2, \dots iid, $E(X_i) = \mu$, $Var(X_i) = \sigma^2 > 0$. 我们有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{X_1 + \cdots + X_n - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \leq x\right) = \Phi(x), \forall x \in \mathbb{R}.$$

其中 $\Phi(x)$ 为 $N(0,1)$ 的 **CDF**. 也即

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq x\right) = \Phi(x), \forall x \in \mathbb{R}.$$

- **证明** 只在 X_i 的 **MGF** 存在情形下证明, 记 $M(t) = M_{X_i}(t)$.

不失一般性地, 令 $\mu = 0, \sigma^2 = 1$. 因此

$$\begin{aligned} M(0) &= E(1) = 1, \\ M'(0) &= E(X_i) = \mu = 0, \\ M''(0) &= E(X_i^2) = \sigma^2 = 1. \end{aligned}$$

我们得到

$$\begin{aligned} E(e^{t \frac{X_1 + \cdots + X_n}{\sqrt{n}}}) &= M^n\left(\frac{t}{\sqrt{n}}\right) \\ &= \left(1 + \frac{t^2}{2n} + o\left(\frac{t^2}{n}\right)\right)^n \\ &\rightarrow e^{\frac{t^2}{2}}. \end{aligned}$$

- **注**

- 上述 **CLT** 通常称为 **Lindeberg-Levy CLT**;
- **CLT** $\Rightarrow X_1 + \cdots + X_n \sim N(n\mu, n\sigma^2), \bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$;
- (**DeMoivre-Laplace CLT**)

若 $X_i \sim B(p)$, 则 $\sum_{i=1}^n X_i \sim B(n, p) \xrightarrow{CLT}$ 正态分布.

- **定义(二项分布下 CLT 的连续性修正)**

我们有 $P(t_1 \leq \sum_{i=1}^n X_i \leq t_2) \approx \Phi(y_2) - \Phi(y_1)$. 其中

$$\begin{cases} y_1 = \frac{t_1 - np - \frac{1}{2}}{\sqrt{np(1-p)}}, \\ y_2 = \frac{t_2 - np + \frac{1}{2}}{\sqrt{np(1-p)}}. \end{cases}$$

修正形式可计算单点 $P(S_n = k)$ 的概率, 对其他离散变量也同样适用.

- **定义(依分布收敛)**

$$Y_n \xrightarrow{d} Y \iff \lim_{n \rightarrow \infty} F_n(x) = F(x).$$

- 注 CLT $\Rightarrow Z_n = \frac{X_1 + \cdots + X_n - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$ (标准化).
- 例(选举问题) 设 p 为选民支持率(未知), 随机调查 n 个人, 支持比例为 $p_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, 其中 $X_i \sim B(p)$. 若 $\varepsilon = 0.03$, $1 - \alpha = 0.95$, 求 n 的取值.
- 解答 有

$$P(|p_n - p| \geq \varepsilon) \leq \alpha.$$

由 CLT 可得

$$\begin{aligned} P(|p_n - p| \geq \varepsilon) &= 1 - P\left(-\frac{\sqrt{n}\varepsilon}{\sigma} \leq \frac{p_n - p}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq \frac{\sqrt{n}\varepsilon}{\sigma}\right) \\ &= 1 - \Phi\left(\frac{\sqrt{n}\varepsilon}{\sqrt{p(1-p)}}\right) + \Phi\left(-\frac{\sqrt{n}\varepsilon}{\sqrt{p(1-p)}}\right) \\ &= 2 - 2\Phi\left(\frac{\sqrt{n}\varepsilon}{\sqrt{p(1-p)}}\right) \leq \alpha. \end{aligned}$$

即得

$$\Phi\left(\frac{\sqrt{n}\varepsilon}{\sqrt{p(1-p)}}\right) \geq 1 - \frac{\alpha}{2}.$$

为使得对任意 p 成立, 取 $p = \frac{1}{2}$, 即有

$$\Phi\left(2\sqrt{n}\varepsilon\right) \geq 1 - \frac{\alpha}{2}.$$

注意到 $\Phi(1.96) \approx 0.975 = 1 - \frac{\alpha}{2}$, 因此取 $n \geq 1068$ 即可 (与 N 无关).

4 Review

4.1 尾部概率控制

4.2 极限定理

- LLN: 弱 or 强
- CLT

4.3 三种收敛

4.4 CLT 应用

$$\begin{cases} X_1 + \cdots + X_n \sim N(n\mu, n\sigma^2); \\ \overline{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n}). \end{cases}$$