第三讲

1 Gaussian 尾界

集中不等式关心随机变量 X 偏离其期望 $\mathbb{E}(X)$ 的概率，各位熟悉 3σ 准则则是其中一种。

引理 1.1: 3σ 准则

设 $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, 则

$$P\{|X-\mu| \leq 3\sigma\} \approx 0.9973.$$

下面我们将 3σ 准则推广至一般的情形。

引理 1.2: Gaussian 尾界

设 $X \sim \mathcal{N}(0,1)$, 则对任意 $t>0$

$$P\{X \geq t\} \leq \frac{1}{t\sqrt{2\pi}} \exp(-t^2/2).$$

证明. 已知

$$P\{X \geq t\} = \int_t^\infty \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-x^2/2)\mathrm{d}x.$$

令 $x = t+y$, 其中 $y \geq 0$. 上式可以改写为

$$\begin{aligned}
P\{X \geq t\} &= \int_t^\infty \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-x^2/2)\mathrm{d}x \\
&= \int_0^\infty \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\{-(t+y)^2/2\}\mathrm{d}y \\
&= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^\infty \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) \cdot \exp\left(-\frac{ty}{2}\right) \cdot \exp\left(-\frac{y^2}{2}\right) \mathrm{d}y \\
&\leq \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^\infty \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) \cdot \exp\left(-\frac{ty}{2}\right) \mathrm{d}y \\
&= \frac{1}{t\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right).
\end{aligned}$$

□

2 概率估计间隙的一个例子

在给出例子之前, 先回忆一些概率论的基本概念和结论.

定理 2.1: Lindeberg-Lévy 中心极限定理

设 $X_1, X_2, \cdots$ 为一组独立同分布的随机变量序列, 对应的分布期望为 μ, 方差为 σ^2. 记它们的和为

$$S_N := X_1 + X_2 + \cdots + X_N,$$

并将其标准化为均值为 0, 方差为 1 的随机变量

$$Z_n = \frac{S_N - \mathbb{E}S_N}{\sqrt{Var(S_N)}} = \frac{1}{\sigma\sqrt{N}} \sum_{i=1}^{N} (X_i - \mu).$$

当 $N \to \infty$, Z_N依概率收敛于标准正态分布 $\mathcal{N}(0,1)$.

评论. 设 $X \sim \mathcal{N}(0,1)$, 上述定理的依概率分布收敛意味着,

$$\lim_{N\to\infty} P\{S_n \geq t\} = P\{X \geq t\} \quad \text{对任意} t \in \mathbb{R}.$$

若 Lindeberg-Lévy 中心极限定理中随机变量序列的元素服从伯努利分布 $Ber(p)$, 即

$$P\{X_i = 1\} = p, P\{X_i = 0\} = 1 - p,$$

则有 $\mathbb{E}X_i = p$, $\text{Var}(X_i) = p(1-p)$.

其 N 项和 S_N 服从二项分布 $Binom(N,p)$, 有 $\mathbb{E}S_N = Np$, $\text{Var}(S_N) = Np(1-p)$.

由 Lindeberg-Lévy 中心极限定理知, 当 $N \to \infty$

$$\frac{S_N - Np}{\sqrt{Np(1-p)}} \text{依概率收敛于} \mathcal{N}(0,1).$$

中心极限定理只提供了一个收敛结局, 但没有关于其收敛快慢的分析. Berry-Esseen 中心极限定理作为其补充.

定理 2.2: Berry-Esseen 中心极限定理

在 *Lindeberg-Lévy* 中心极限定理的条件下, 对任意 $N \in \mathbb{N}$ 及任意 $t \in \mathbb{R}$,

$$|P\{Z_N \geq t\} - P\{X \geq t\}| \leq \frac{\rho}{\sqrt{N}},$$

其中 $\rho = \mathbb{E}|X_1 - \mu|^3/\sigma^3$, $X \sim \mathcal{N}(0,1)$.

概率估计. 投掷一枚均匀硬币 N, 至少有 $\frac{3}{4}N$ 次头像向上的概率是多少?

设投掷该硬币 N 次, 头像朝上的总次数为随机变量 $S_N \sim Binom(N, \frac{1}{2})$,

$$\mathbb{E}S_N = \frac{N}{2}, \quad \text{Var}(S_N) = \frac{N}{4}.$$

由 Chebyshev 不等式,

$$P\{S_N \geq \frac{3}{4}N\} \leq P\{|S_N - \frac{N}{2}| \geq \frac{N}{4}\} \leq \frac{(N/4)}{(N/4)^2} = \frac{4}{N}.$$

此概率上界线性依赖于样本容量 N: N 增加一个尺度, 概率上界下降一个尺度.

另一方面, 我们从中心极限定理出发估计此概率上界. 当 $N \to \infty$,

$$\frac{S_N - N/2}{\sqrt{N/4}} \text{依概率收敛于} \mathcal{N}(0,1).$$

由 Gaussian 尾界

$$\begin{aligned} P\left\{S_N \geq \frac{3}{4}N\right\} &= P\left\{\frac{S_N - N/2}{\sqrt{N/4}} \geq \frac{\sqrt{N}}{2}\right\} \\ &\leq \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{N/4}} \exp\left(-\frac{N}{8}\right) \\ &\leq \exp\left(-\frac{N}{8}\right) \quad (\frac{2}{\sqrt{2\pi N}} \leq 1) \end{aligned}$$

此概率上界随着样本容量 N 增加指数下降: N 增加一个尺度, 概率上界下降数倍尺度.

在上述例子中，取 $N = 80$,

(Chebyshev 不等式估计) $P\{S_N \geq 60\} \leq \frac{4}{80} = 0.05$

(Gaussian 尾界估计) $P\{S_N \geq 60\} \leq \exp(-10) \approx 0.000045.$

这是否意味着 Gaussian 尾界估计更准确? 事实并非如此, 在 Gaussian 尾界估计中, 我们假设了 $\frac{S_N - N/2}{\sqrt{N/4}}$ 近似服从标准正态分布, 此近似的误差依赖于 Lindeberg-Lévy 中心极限定理的收敛速度, 即 Berry-Esseen 中心极限定理的结论. 因此 Gaussian 尾界估计还依赖于 $\mathcal{O}(1/\sqrt{N})$, 其上界为

$$\mathcal{O}\left(1/\sqrt{N} + \exp(-N/8)\right) = \mathcal{O}(1/\sqrt{N}).$$

在这个例子中, 从中心极限定理出发能否得到一个比 $\mathcal{O}(1/\sqrt{N})$ 更好的上界估计? 答案是否定的. 考虑如下概率

$$P\{S_N = \frac{N}{2}\} = 2^{-N} \binom{N}{N/2} \asymp \frac{1}{\sqrt{N}} \quad \text{(Stirling 公式)},$$

由中心极限定理

$$P\{Z_N = 0\} \asymp \frac{1}{\sqrt{N}}$$

另一方面 $P\{X = 0\} = 0$, 若 $X \sim \mathcal{N}(0,1)$. 故

$$|P\{Z_N = 0\} - P\{X = 0\}| \asymp \frac{1}{\sqrt{N}}.$$

这说明在 Berry-Esseen 中心极限定理中, Z_n 的累积概率密度函数近似标准正态分布的累积概率密度函数估计误差 $\mathcal{O}(1/\sqrt{N})$ 不可避免.

为了获得更优的概率上界估计, 在下一讲中我们将绕开中心极限定理, 采用一种更直接的概率上界估计方法.