

下面将利用矩生成函数来证明一系列不等式. 给定任意随机变量 X 和任意 $t > 0$ 和 $\epsilon > 0$, 利用 Markov 不等式有

$$\Pr[X \geq E[X] + \epsilon] = \Pr[e^{tX} \geq e^{tE[X] + t\epsilon}] \leq e^{-t\epsilon - tE[X]} E[e^{tX}].$$

特别地, 有

$$\Pr[X \geq \epsilon] \leq \min_{t>0} \left\{ e^{-t\epsilon - tE[X]} E[e^{tX}] \right\}.$$

类似地, 对任意 $\epsilon > 0$ 和 $t < 0$ 有

$$\Pr[X \leq E[X] - \epsilon] = \Pr[e^{tX} \geq e^{tE[X] - t\epsilon}] \leq e^{t\epsilon - tE[X]} E[e^{tX}].$$

同理有

$$\Pr[X \leq \epsilon] \leq \min_{t<0} \left\{ e^{t\epsilon - tE[X]} E[e^{tX}] \right\}.$$

上述方法称为 ‘**Chernoff 方法**’, 是证明集中不等式一种最根本最重要的方法. 下面将针对特定的分布或特定的条件, 先求解矩生成函数 $E[e^{tX}]$, 然后求解最小值 t 的取值.

6.2.1 二值随机变量的 Chernoff 不等式

定理 6.5 设随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立且满足 $X_i \sim \text{Ber}(p_i)$, 令 $\mu = \sum_{i=1}^n E[X_i] = \sum_{i=1}^n p_i$. 对任意 $\epsilon > 0$ 有

$$\Pr \left[\sum_{i=1}^n X_i \geq (1 + \epsilon)\mu \right] \leq \left(\frac{e^\epsilon}{(1 + \epsilon)^{(1+\epsilon)}} \right)^\mu;$$

对任意 $\epsilon \in (0, 1)$ 有

$$\Pr \left[\sum_{i=1}^n X_i \geq (1 + \epsilon)\mu \right] \leq e^{-\mu\epsilon^2/3}.$$

上述第一个不等式给出了最紧的不等式上界, 第二个不等式是第一个不等式的适当放松.

证明 令 $\bar{X} = \sum_{i=1}^n X_i$. 对任意 $t > 0$, 根据 Chernoff 方法有

$$\Pr[\bar{X} \geq (1 + \epsilon)\mu] = \Pr[e^{t\bar{X}} \geq e^{t(1+\epsilon)\mu}] \leq e^{-t(1+\epsilon)\mu} E[e^{t\bar{X}}].$$

利用随机变量的独立性以及 $1 + x \leq e^x$ 有

$$\begin{aligned} E[e^{t\bar{X}}] &= E[e^{\sum_{i=1}^n tX_i}] = \prod_{i=1}^n E[e^{tX_i}] \\ &= \prod_{i=1}^n [(1 - p_i) + p_i e^t] = \prod_{i=1}^n [1 + p_i(e^t - 1)] \end{aligned}$$

$$\leq \exp\left(\sum_{i=1}^n p_i(e^t - 1)\right) = \exp(\mu(e^t - 1)).$$

由此可得

$$\Pr[\bar{X} \geq (1 + \epsilon)\mu] \leq \exp(-t(1 + \epsilon)\mu + \mu(e^t - 1)).$$

对上式求最小值解得 $t_{\min} = \ln(1 + \epsilon)$, 代入可得

$$\Pr[\bar{X} \geq (1 + \epsilon)\mu] \leq \left(\frac{e^\epsilon}{(1 + \epsilon)^{(1 + \epsilon)}}\right)^\mu.$$

对第二个不等式, 只需证明当 $\epsilon \in (0, 1)$ 有

$$f(\epsilon) = \ln\left(\frac{e^\epsilon}{(1 + \epsilon)^{(1 + \epsilon)}}\right) + \frac{\epsilon^2}{3} = \epsilon - (1 + \epsilon)\ln(1 + \epsilon) + \frac{\epsilon^2}{3} \leq 0.$$

易知 $f(0) = 0$ 和 $f(1) < 0$. 当 $\epsilon \in (0, 1)$,

$$f'(\epsilon) = -\ln(1 + \epsilon) + 2\epsilon/3, \quad f''(\epsilon) = -\frac{1}{1 + \epsilon} + \frac{2}{3}.$$

于是得到 $f'(0) = 0$, $f'(1) = -0.0265 < 0$ 和 $f'(1/2) = -0.0721 < 0$, 由连续函数性质有 $f'(\epsilon) \leq 0$, 即函数 $f(\epsilon)$ 在 $[0, 1]$ 上单调递减. 当 $\epsilon \geq 0$ 时有 $f(\epsilon) \leq f(0) = 0$, 所以 $\exp(f(\epsilon)) \leq 1$.

下面的定理给出了 $\Pr[\sum_{i=1}^n X_i \leq (1 - \epsilon)\mu]$ 的估计, 证明作为练习题留给大家完成.

定理 6.6 设随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立且满足 $X_i \sim \text{Ber}(p_i)$, 令 $\mu = \sum_{i=1}^n E[X_i] = \sum_{i=1}^n p_i$. 对任意 $\epsilon \in (0, 1)$ 有

$$\Pr\left[\sum_{i=1}^n X_i \leq (1 - \epsilon)\mu\right] \leq \left(\frac{e^{-\epsilon}}{(1 - \epsilon)^{(1 - \epsilon)}}\right)^\mu \leq \exp(-\mu\epsilon^2/2).$$

定义 6.2 若随机变量 $X \in \{+1, -1\}$ 满足

$$\Pr(X = +1) = \Pr(X = -1) = 1/2,$$

则称 X 为 Rademacher 随机变量.

我们有如下定理:

定理 6.7 对 n 个独立的 Rademacher 随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n , 有

$$\Pr\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \geq \epsilon\right) \leq \exp(-n\epsilon^2/2) \quad \text{和} \quad \Pr\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \leq -\epsilon\right) \leq \exp(-n\epsilon^2/2).$$

证明 根据 Taylor 展开式有

$$\frac{1}{2} \exp(t) + \frac{1}{2} \exp(-t) = \sum_{i \geq 0} \frac{t^{2i}}{(2i)!} \leq \sum_{i \geq 0} \frac{(t^2/2)^i}{i!} = \exp(t^2/2).$$

若随机变量 $X \in \{+1, -1\}$ 且满足 $\Pr(X = 1) = \Pr(X = -1) = 1/2$, 则有

$$E[e^{tX}] = \frac{1}{2}e^t + \frac{1}{2}e^{-t} \leq \exp(t^2/2).$$

对任意 $t > 0$, 根据 Chernoff 方法有

$$\begin{aligned} \Pr\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \geq \epsilon\right) &\leq \exp(-nt\epsilon) E\left[\exp\left(\sum_{i=1}^n tX_i\right)\right] \\ &= \exp(-nt\epsilon) \prod_{i=1}^n E[\exp(tX_i)] \leq \exp(-nt\epsilon + nt^2/2). \end{aligned}$$

通过对上式右边求最小值得得 $t = \epsilon$, 带入上式得到

$$\Pr\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \geq \epsilon\right) \leq \exp(-n\epsilon^2/2).$$

同理证明另一个不等式.

推论 6.4 对独立同分布的随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 满足 $P(X_1 = 0) = P(X_1 = 1) = 1/2$, 有

$$\Pr\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \frac{1}{2} \geq \epsilon\right) \leq \exp(-2n\epsilon^2) \quad \text{和} \quad \Pr\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \frac{1}{2} \leq -\epsilon\right) \leq \exp(-2n\epsilon^2).$$

6.2.2 有界随机变量的 Chernoff 不等式

本节研究有界的随机变量 $X_i \in [a, b]$ 的 Chernoff 不等式. 首先介绍著名的 Chernoff 引理.

引理 6.4 设随机变量 $X \in [0, 1]$ 的期望 $\mu = E[X]$. 对任意 $t > 0$ 有

$$E[e^{tX}] \leq \exp(t\mu + t^2/8).$$

证明 由凸函数的性质可知

$$e^{tX} = e^{tX+(1-X)0} \leq Xe^t + (1-X)e^0,$$

两边再同时取期望有

$$E(e^{tX}) \leq 1 - \mu + \mu e^t = \exp(\ln(1 - \mu + \mu e^t)).$$

令 $f(t) = \ln(1 - \mu + \mu e^t)$, 我们有 $f(0) = 0$ 以及

$$f'(t) = \frac{\mu e^t}{1 - \mu + \mu e^t} \Rightarrow f'(0) = \mu.$$

进一步有

$$f''(t) = \frac{\mu e^t}{1 - \mu + \mu e^t} - \frac{\mu^2 e^{2t}}{(1 - \mu + \mu e^t)^2} \leq 1/4.$$

根据泰勒中值定理有

$$f(t) = f(0) + tf'(0) + f''(\xi)t^2/2 \leq t\mu + t^2/8.$$

引理得证.

由上面的 Chernoff 引理进一步推导出

推论 6.5 设随机变量 $X \in [a, b]$ 的期望 $\mu = E[x]$. 对任意 $t > 0$ 有

$$E(e^{tX}) \leq \exp(\mu t + t^2(b-a)^2/8).$$

根据上述推论, 我们得到有界随机变量的 Chernoff 不等式:

定理 6.8 假设 X_1, \dots, X_n 是 n 独立的随机变量、且满足 $X_i \in [a, b]$. 对任意 $\epsilon > 0$ 有

$$\begin{aligned} \Pr \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E[X_i] \geq \epsilon \right] &\leq \exp(-2n\epsilon^2/(b-a)^2), \\ \Pr \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E[X_i] \leq -\epsilon \right] &\leq \exp(-2n\epsilon^2/(b-a)^2). \end{aligned}$$

证明 这里给出第一个不等式的证明, 第二个不等式证明作为习题. 对任意 $t > 0$, 根据 Chernoff 方法有

$$\begin{aligned} &\Pr \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E[X_i] \geq \epsilon \right] \\ &= \Pr \left[\sum_{i=1}^n t(X_i - E[X_i]) \geq nt\epsilon \right] \\ &\leq \exp(-nt\epsilon) E \left[\exp \left(\sum_{i=1}^n t(X_i - E[X_i]) \right) \right] \\ &= \exp(-nt\epsilon) \prod_{i=1}^n E [\exp(t(X_i - E[X_i]))]. \end{aligned}$$

根据 Chernoff 引理, 对任意 $X_i \in [a, b]$ 有

$$E[\exp(t(X_i - E[X_i]))] \leq \exp((b-a)^2 t^2 / 8).$$

由此得到

$$\Pr \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E[X_i] \geq \epsilon \right] \leq \exp(-nt\epsilon + nt^2(b-a)^2/8).$$

对上式右边取最小值求解 $t = 4\epsilon/(b-a)^2$, 然后带入上式可得:

$$\Pr \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E[X_i] \geq \epsilon \right] \leq \exp(-2n\epsilon^2/(b-a)^2).$$

从而完成证明.

6.2.3 Gaussian 和 Sub-Gaussian 随机变量不等式

首先考虑独立同分布的 Gaussian 随机变量:

定理 6.9 设随机变量 X_1, \dots, X_n 相互独立、且服从 $X_i \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma)$, 对任意 $\epsilon > 0$ 有

$$\Pr \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu) \geq \epsilon \right] = \Pr \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu) \leq -\epsilon \right] \leq \frac{1}{2} \exp(-n\epsilon^2/2\sigma^2).$$

证明 对随机变量 $X_i \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma)$, 根据正太分布的性质有

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu) \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2/n) \Rightarrow \frac{1}{\sqrt{n}\sigma} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu) \sim \mathcal{N}(0, 1).$$

若 $X' \sim \mathcal{N}(0, 1)$, 对任意 $\epsilon > 0$, 根据以前的定理有

$$P(X' \geq \epsilon) \leq \frac{1}{2} e^{-\epsilon^2/2}.$$

因此得到

$$\Pr \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu) \geq \epsilon \right] = \Pr \left[\frac{1}{\sqrt{n}\sigma} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu) \geq \epsilon\sqrt{n}/\sigma \right] \leq \frac{1}{2} \exp(-n\epsilon^2/2\sigma^2),$$

定理得证.

下面定义 Sub-Gaussian 随机变量, 将有界随机变量和 Gaussian 随机变量统一起来:

定义 6.3 对任意 $t \in (-\infty, +\infty)$, 若随机变量 X 满足

$$E[e^{(X-E[X])t}] \leq \exp(bt^2/2),$$