

Homework 6

姓名: 方嘉聪 学号: 2200017849

Problem 1. 令 $X \sim \text{Exp}(\lambda)$, $\lambda > 0$. 本题中, 我们将对 $a > 1$ 给出 $\mathbb{P}(X \geq a/\lambda)$ 的上界.

- (1) 使用 Markov 不等式, 给出 $\mathbb{P}(X \geq a/\lambda)$ 的上界.
- (2) 使用 Chebyshev 不等式, 证明

$$\mathbb{P}(X \geq a/\lambda) \leq \frac{1}{(a-1)^2}$$

- (3) 使用 Chernoff 不等式, 证明

$$\mathbb{P}(X \geq a/\lambda) \leq a \cdot e^{-a+1}$$

- (4) 计算 $\mathbb{P}(X \geq a/\lambda)$ 的准确值.

Solution. 由于 $X \sim \text{Exp}(\lambda)$, 故 $\mathbb{E}(X) = \lambda^{-1}$, $\mathbb{E}(X^2) = 2\lambda^{-2}$, $\sigma^2 = \lambda^{-2}$.

- (1) 由 Markov 不等式, 有

$$\mathbb{P}\left(X \geq \frac{a}{\lambda}\right) \leq \frac{1}{a}.$$

- (2) 由 Chebyshev 不等式, 有

$$\mathbb{P}\left(X \geq \frac{a}{\lambda}\right) = \mathbb{P}(X - \mathbb{E}(X) \geq (a-1) \cdot \sigma) \leq \frac{1}{(a-1)^2}.$$

- (3) 我们先来计算矩生成函数 $M_X(t)$:

$$M_X(t) = \mathbb{E}(e^{tX}) = \int_0^\infty \lambda e^{(t-\lambda)x} dx = \frac{\lambda}{\lambda-t}, \quad t < \lambda.$$

那么由 Chernoff Bound 有

$$\mathbb{P}\left(X \geq \frac{a}{\lambda}\right) = \mathbb{P}\left(e^{tX} \geq e^{ta/\lambda}\right) \leq \min_{t < \lambda} \left\{ e^{-ta/\lambda} \cdot \frac{\lambda}{\lambda-t} \right\}$$

而

$$g(t) := e^{-ta/\lambda} \cdot \frac{\lambda}{\lambda-t}, \quad g'(t) = 0 \implies t^* = \lambda - \frac{\lambda}{a}$$

故有

$$\mathbb{P}\left(X \geq \frac{a}{\lambda}\right) \leq g(t^*) = a \cdot e^{-a+1}.$$

- (4) 直接求积分

$$\mathbb{P}\left(X \geq \frac{a}{\lambda}\right) = \int_{a/\lambda}^\infty \lambda e^{-\lambda x} dx = e^{-a}.$$

Problem 2. 在课上, 我们介绍了随机变量的收敛性. 设 $\{X_n\}$ 为一列随机变量, X 为另一随机变量. 若对于任意 $\varepsilon > 0$, 有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(|X_n - X| < \varepsilon) = 1,$$

则称 $\{X_n\}$ 依概率收敛于 X , 记作 $X_n \xrightarrow{P} X$. 在本题, 我们将介绍随机变量的另一种收敛性.

设 $\{X_n\}$ 为一列随机变量, X 为另一随机变量. 若 $\mathbb{P}(\lim_{n \rightarrow \infty} X_n \rightarrow X) = 1$, 也即对于任意 $\varepsilon > 0$, 有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}\left(\bigcup_{m=n}^{\infty} \{|X_m - X| \geq \varepsilon\}\right) = 0,$$

则称 $\{X_n\}$ 几乎必然收敛于 X , 记作 $X_n \xrightarrow{a.s.} X$.

(1) 令 $\{X_n\}$ 为一列相互独立的随机变量, 且 $X_n \sim B(1, 1/n)$. 证明 $\{X_n\}$ 依概率收敛于 0, 但 $\{X_n\}$ 不几乎必然收敛于 0.

(2) 令 $\{X_n\}$ 为一列独立同分布的随机变量, 且 $X_n \sim B(1, p)$. 令 $Y_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$. 证明 $Y_n \xrightarrow{a.s.} p$.

Solution. (1) 若 $\varepsilon > 1$, 那么 $\mathbb{P}(|X_n| < \varepsilon) = 1$, 符合依概率收敛的定义. 考虑 $\varepsilon \in (0, 1]$, 那么

$$\mathbb{P}(|X_n| < \varepsilon) = 1 - \frac{1}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1.$$

故 $X_n \xrightarrow{P} 0$. 任意 $\varepsilon > 0$, 记事件 $A_n(\varepsilon) := \{|X_n - 0| \geq \varepsilon\}$. 那么

$$\mathbb{P}(A_n(\varepsilon)) = \mathbb{P}(X_n = 1) = \frac{1}{n} \implies \mathbb{P}\left(\bigcup_{m=n}^{\infty} A_m(\varepsilon)\right) = 1 - \prod_{m=n}^{\infty} \left(1 - \frac{1}{m}\right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1$$

故 X_n 不几乎必然收敛于 0.

(2) 类似的, 记 $B_n(\varepsilon) := \{|Y_n - p| \geq \varepsilon\}$. 那么只需验证

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_{m=n}^{\infty} B_m(\varepsilon)\right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0.$$

我们先估计 ($\forall m \geq n$), 由 Markov 不等式, 记 $S_m = \sum_{i=1}^m (X_i - p)$, 考虑四阶矩有:

$$\mathbb{P}(B_m(\varepsilon)) = \mathbb{P}\left(\left|\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (X_i - p)\right| \geq \varepsilon\right) = \mathbb{P}\left(\left|\frac{S_m}{m}\right| \geq \varepsilon\right) \leq \frac{\mathbb{E}(S_m^4)}{m^4 \varepsilon^4}$$

在课上我们已经计算了, 若 $X \sim B(n, p)$, 那么

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}(X))^4] &= np(1-p)^4 + n(1-p)p^4 + 3n(n-1)p^2(1-p)^2 \\ &\leq n^2(p(1-p)^4 + (1-p)p^4 + 3p^2(1-p)^2) \end{aligned}$$

记 $C(p) = p(1-p)^4 + (1-p)p^4 + 3p^2(1-p)^2$ 为与 n 无关的常数.

而 $X_i \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} B(1, p) \implies \sum_{i=1}^m X_i \sim B(m, p)$, 故

$$\mathbb{P}(B_m(\varepsilon)) \leq \frac{\mathbb{E}(S_m^4)}{m^4 \varepsilon^4} \leq \frac{m^2 \cdot C(p)}{m^4 \varepsilon^4} = \frac{C(p)}{m^2 \varepsilon^4}$$

故

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_{m=n}^{\infty} B_m(\varepsilon)\right) \leq \sum_{m=n}^{\infty} \mathbb{P}(B_m(\varepsilon)) \leq \sum_{m=n}^{\infty} \frac{C(p)}{m^2 \varepsilon^4} = \frac{C(p)}{\varepsilon^4} \sum_{m=n}^{\infty} \frac{1}{m^2} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

即 $Y_n \xrightarrow{a.s.} p$. 证毕.

注: 这题也可以用 Union Bound + Chernoff Bound 来证明.

◁

Problem 3. 某个不使用随机性的计算机程序 A , 为了输出正确的结果, 该程序需要对另一计算机程序 B 进行 T 次调用, 每次调用使用可能不同的输入, 且每次调用使用的输入依赖于之前对程序 B 的调用返回的结果. 程序 A 使用对程序 B 的 T 次调用返回的结果以输出最终结果 θ . 具体来说, 假设对程序 B 进行 T 次调用返回的结果为 $\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_T$, 在正确得到 $\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_T$ 的前提下, 程序 A 总是能输出正确的结果 θ .

现有计算机程序 B' . 在同样的输入下, 程序 B' 以 $2/3$ 的概率返回与程序 B 相同的结果, 以 $1/3$ 的概率返回不同的结果. 现在, 没有程序 B , 仅有程序 A, B' 的情况下, 设计一个方案, 以 $1 - \delta$ 的概率输出正确的结果 θ . 该方案对程序 A, B' 的调用次数应与 T 和 $\log(1/\delta)$ 为多项式关系. ◀

Solution. 我们先证明一个引理:

Lemma 1. (伯努利不等式) 若 $x > -1, n \in \mathbb{N}^+$, 则有 $(1+x)^n \geq 1+nx$.

证明. 用数学归纳法. 容易验证 $n=1, n=2$ 时均成立. 假设对于 $n=k$ 成立, 考虑 $n=k+2$ 时:

$$\begin{aligned} (1+x)^{k+2} &= (1+x)^k (1+x)^2 \geq (1+kx)(1+2x+x^2) \\ &= 1 + (k+2)x + kx^2(k+2) + x^2 \geq 1 + (k+2)x. \end{aligned}$$

引理证毕. □

回到本题, 考虑一个如下的算法 (即重复运行 T 轮, 每轮调用 B' 共 t_0 次, 选择出现次数最多的结果):

Algorithm 1 $1 - \delta$ Algorithm

Require: 输入 x , 程序 A , 程序 B' , 参数 T, δ . 待定参数 $t_0 > 0$.

Ensure: 输出 θ

- 1: 已经得到的返回结果为 $s = \emptyset$
 - 2: **for** $i = 1$ to T **do**
 - 3: 根据 s 和 x , 重复调用程序 B' 共 t_0 次.
 - 4: 记返回结果为 y_1, y_2, \dots, y_{t_0} .
 - 5: $y = \operatorname{argmax}_{y_i} \sum_{j=1}^{t_0} \mathbb{1}(y_i = y_j)$
 - 6: $s.append(y)$
 - 7: 将 s 作为输入, 调用程序 A .
 - 8: **return** $A(s)$
-

对于 $i \in [T]$, 记事件 E_i 为前 $i-1$ 轮调用结果与 B 相同的条件下, 第 i 轮调用 B' 输出正确结果. 记 $X_{i,j} (\forall j \in [t_0])$ 为前 $i-1$ 轮调用结果与 B 相同的条件下, 第 i 轮调用 B' 输出错误结果. 那么

$$Y_i := \sum_{j=1}^{t_0} 1_{X_{i,j}} \sim B(t_0, 1/3).$$

在课上已经证明了, 在一轮调用中出现频率最高的结果为错误结果的上界为:

$$\mathbb{P}\left(Y_i \geq \frac{t_0}{2}\right) \leq e^{-t_0/18}$$

即 $\mathbb{P}(E_i) \geq 1 - e^{-t_0/18}$. 那么上述算法输出正确结果的概率为

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A \text{ 输出正确结果}) &= \prod_{i=1}^T \left(1 - e^{-t_0/18}\right) = (1 - e^{-t_0/18})^T \\ &\geq 1 - T \cdot e^{-t_0/18} \quad (\text{伯努利不等式}) \\ &\geq 1 - \delta. \quad \text{取 } t_0 = 18 \log(T/\delta) \end{aligned}$$

B' 总调用次数为 $T \cdot t_0 = O(T \log(T/\delta)) = \text{poly}(T, \log(1/\delta))$. 且算法正确性概率为 $1 - \delta$. 证毕. \triangleleft

Problem 4. 在课上, 我们用 Chernoff Bound 证明了下述不等式: 若 $X \sim B(n, p)$, 则

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X \geq \mathbb{E}(X) + n\varepsilon) &\leq e^{-2n\varepsilon^2}. \\ \mathbb{P}(X \leq \mathbb{E}(X) - n\varepsilon) &\leq e^{-2n\varepsilon^2}. \end{aligned}$$

在本题中, 我们将对二项分布证明另一版本的 Chernoff Bound.

- (1) 证明 $M_X(t) \leq e^{(e^t-1)\mathbb{E}(X)}$. 提示: 利用不等式 $1+x \leq e^x$.
- (2) 证明对于任意 $\varepsilon > 0$, 有

$$\mathbb{P}(X \geq (1+\varepsilon)\mathbb{E}(X)) \leq \left(\frac{e^\varepsilon}{(1+\varepsilon)^{1+\varepsilon}}\right)^{\mathbb{E}(X)}.$$

对于任意 $0 < \varepsilon < 1$, 证明

$$\mathbb{P}(X \leq (1-\varepsilon)\mathbb{E}(X)) \leq \left(\frac{e^{-\varepsilon}}{(1-\varepsilon)^{1-\varepsilon}}\right)^{\mathbb{E}(X)}.$$

提示: 参考作业二第六题.

- (3) 利用 (2) 中的结论, 重新证明作业二第二题 (3). 即, 有 n 个球, 每个球都等可能被放到 $m = n$ 个桶中的任一个. 令 X_i 表示第 i 个桶中球的数量, $Y = \max\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$. 证明

$$\mathbb{P}(Y \geq 4 \log_2 n) \leq \frac{1}{n}$$

Solution. (1) 对于二项分布 $X \sim B(n, p)$, 有

$$M_X(t) = (1 - p + pe^t)^n \leq e^{n(-p+pe^t)} = e^{(e^t-1)\mathbb{E}(X)}.$$

(2) 对于任意 $\varepsilon > 0$, 有 (对于任意 $t > 0$, 类似 Chernoff Bound 的证明)

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X \geq (1 + \varepsilon)\mathbb{E}(X)) &= \mathbb{P}(e^{tX} \geq e^{t(1+\varepsilon)\mathbb{E}(X)}) \\ &\leq \min_{t>0} \left\{ e^{-t(1+\varepsilon)\mathbb{E}(X)} M_X(t) \right\} \quad (\text{Markov inequality}) \\ &\leq \min_{t>0} \left\{ \exp \left(\mathbb{E}(X)[e^t - 1 - (1 + \varepsilon)t] \right) \right\}\end{aligned}$$

记 $g(t) = e^t - 1 - (1 + \varepsilon)t$, 那么 $g'(t) = e^t - \varepsilon - 1 = 0 \implies t^* = \log(1 + \varepsilon) > 0$. 故

$$\mathbb{P}(X \geq (1 + \varepsilon)\mathbb{E}(X)) \leq e^{\mathbb{E}(X) \cdot g(t^*)} = \left(\frac{e^\varepsilon}{(1 + \varepsilon)^{1+\varepsilon}} \right)^{\mathbb{E}(X)}.$$

类似的, 对于 $0 < \varepsilon < 1$, 考虑 $t < 0$, 有

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X \leq (1 - \varepsilon)\mathbb{E}(X)) &= \mathbb{P}(e^{tX} \geq e^{t(1-\varepsilon)\mathbb{E}(X)}) \\ &\leq \min_{t<0} \left\{ e^{-t(1-\varepsilon)\mathbb{E}(X)} M_X(t) \right\} \quad (\text{Markov inequality}) \\ &\leq \min_{t<0} \left\{ \exp \left(\mathbb{E}(X)[e^t - 1 - (1 - \varepsilon)t] \right) \right\}\end{aligned}$$

记 $h(t) = e^t - 1 - (1 - \varepsilon)t$, 那么 $h'(t) = e^t + \varepsilon - 1 = 0 \implies t^* = \log(1 - \varepsilon) < 0$. 故

$$\mathbb{P}(X \leq (1 - \varepsilon)\mathbb{E}(X)) \leq e^{\mathbb{E}(X) \cdot h(t^*)} = \left(\frac{e^{-\varepsilon}}{(1 - \varepsilon)^{1-\varepsilon}} \right)^{\mathbb{E}(X)}.$$

综上, 证毕.

(3) 我们来证明 $\mathbb{P}(X_i \geq 4 \log_2 n) \leq 1/n^2$.

注意到 $X_i \sim B(n, 1/n)$, $\mathbb{E}(X_i) = 1$. $n = 1$ 时显然成立. 考虑 $n \geq 2$, 取 $\varepsilon = 4 \log_2 n - 1 > 0$. 那么

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X_i \geq 4 \log_2 n) &= \mathbb{P}(X_i \geq (1 + \varepsilon)\mathbb{E}(X_i)) \leq \left(\frac{e^\varepsilon}{(1 + \varepsilon)^{1+\varepsilon}} \right)^{\mathbb{E}(X_i)} \\ &= \frac{e^{4 \log_2 n - 1}}{(4 \log_2 n)^{4 \log_2 n}} = \frac{1}{e} \cdot \frac{1}{n^{8 - 4/\ln 2}} \cdot \frac{1}{(\log_2 n)^{4 \log_2 n}} \\ &\leq \frac{1}{n^2}. \quad (\text{注意到 } 8 - 4/\ln 2 > 2)\end{aligned}$$

那么由 Union Bound, 有

$$\mathbb{P}(Y \geq 4 \log_2 n) = \mathbb{P} \left(\bigcup_{i=1}^n \{X_i \geq 4 \log_2 n\} \right) \leq \sum_{i=1}^n \mathbb{P}(X_i \geq 4 \log_2 n) \leq \frac{1}{n}.$$

证毕.

◁

Problem 5. 在课上, 我们证明了下述结论: 对于任意向量 $x_1, x_2, \dots, x_n \in \mathbb{R}^d$, 令 $A \in \mathbb{R}^{k \times d}$ 为随机矩阵, A 的不同元素独立同分布于 $\mathcal{N}(0, 1)$, $k = O(\log n / \varepsilon^2)$, 则以至少 $1/2$ 的概率, 对于任意 $1 \leq i, j \leq n$, 有

$$(1 - \varepsilon)\|x_i - x_j\|^2 \leq \left\| \frac{1}{\sqrt{k}} A(x_i - x_j) \right\|^2 \leq (1 + \varepsilon)\|x_i - x_j\|^2.$$

也即令 $F(x) = \frac{1}{\sqrt{k}}Ax$ 为一随机线性变换, 则至少以 $1/2$ 的概率, $F(x)$ 保持了每一对 x_i, x_j 之间的距离. 证明该结论的核心工具使下述引理: 对于任意 $x \in \mathbb{R}^d$, 有

$$\mathbb{P}\left((1-\varepsilon)\|x\|^2 \leq \left\|\frac{1}{\sqrt{k}}Ax\right\|^2 \leq (1+\varepsilon)\|x\|^2\right) \geq 1 - 2e^{-k\varepsilon^2/8}. \quad (1)$$

为证明原结论, 对所有可能的 $x = x_i - x_j$ 使用上述引理, 并使用 Union Bound.

在本题中, 我们将证明随机线性变换 $F(x) = \frac{1}{\sqrt{k}}Ax$ 不仅可以保持每一对 x_i, x_j 之间的距离, 还可以保持每一对 x_i, x_j 之间的点积. 在本题中, 对于向量 $a, b \in \mathbb{R}^d$, $\langle a, b \rangle = a^\top b$ 为 a 和 b 的点积.

(1) 考虑向量 $y_1, y_2, \dots, y_n \in \mathbb{R}^d$, 对于任意 $1 \leq i \leq n$ 满足 $\|y_i\| = 1$. 令 $A \in \mathbb{R}^{k \times d}$ 为随机矩阵, 且不同元素独立同分布于 $\mathcal{N}(0, 1)$, $k = O(\log n/\varepsilon^2)$. 证明以至少 $1/2$ 的概率, 下述事件同时成立:

- 对于任意 $1 \leq i \leq n$, 有

$$\left(1 - \frac{\varepsilon}{4}\right) \|y_i\|^2 \leq \left\|\frac{1}{\sqrt{k}}Ay_i\right\|^2 \leq \left(1 + \frac{\varepsilon}{4}\right) \|y_i\|^2. \quad (2)$$

- 对于任意 $1 \leq i, j \leq n$ 且 $i \neq j$, 有

$$\left(1 - \frac{\varepsilon}{4}\right) \|y_i + y_j\|^2 \leq \left\|\frac{1}{\sqrt{k}}A(y_i + y_j)\right\|^2 \leq \left(1 + \frac{\varepsilon}{4}\right) \|y_i + y_j\|^2. \quad (3)$$

(2) 在 (1) 中结论的基础上, 证明以至少 $1/2$ 的概率, 对于任意 $1 \leq i, j \leq n$, 有

$$\left|\left\langle \frac{1}{\sqrt{k}}Ay_i, \frac{1}{\sqrt{k}}Ay_j \right\rangle - \langle y_i, y_j \rangle\right| \leq \varepsilon.$$

(3) 考虑向量 $x_1, x_2, \dots, x_n \in \mathbb{R}^d$. 注意 x_i 不一定满足 $\|x_i\| = 1$. 证明以至少 $1/2$ 的概率, 对于任意 $1 \leq i, j \leq n$, 有

$$\left|\left\langle \frac{1}{\sqrt{k}}Ax_i, \frac{1}{\sqrt{k}}Ax_j \right\rangle - \langle x_i, x_j \rangle\right| \leq \varepsilon \|x_i\| \cdot \|x_j\|.$$

◀

Solution. (1) 令 $k = 512 \log n/\varepsilon^2 = O(\log n/\varepsilon^2)$. 对于任意给定的 $y_i, y_j, (i \neq j)$ 由引理(1)有

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(\left\|\frac{1}{\sqrt{k}}Ay_i\right\|^2 \notin (1 \pm \varepsilon/4)\|y_i\|^2\right) &\leq 2e^{-k\varepsilon^2/128}. \\ \mathbb{P}\left(\left\|\frac{1}{\sqrt{k}}A(y_i + y_j)\right\|^2 \notin (1 \pm \varepsilon/4)\|y_i + y_j\|^2\right) &\leq 2e^{-k\varepsilon^2/128}. \end{aligned}$$

记事件 A 表示对于任意 $1 \leq i \leq n$, 都有(2)成立. 由 Union Bound, 有

$$\mathbb{P}(\bar{A}) \leq \sum_{i=1}^n \mathbb{P}\left(\left\|\frac{1}{\sqrt{k}}Ay_i\right\|^2 \notin (1 \pm \varepsilon/4)\|y_i\|^2\right) \leq 2ne^{-k\varepsilon^2/128}$$

那么

$$\mathbb{P}(\bar{A}) \leq 2n \cdot \frac{1}{n^4} \leq \frac{1}{4}.$$

记事件 B 表示对于任意 $1 \leq i, j \leq n$ 且 $i \neq j$, 都有(3)成立. 由 Union Bound, 有

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(\bar{B}) &\leq \sum_{i \neq j} \mathbb{P} \left(\left\| \frac{1}{\sqrt{k}} A(y_i + y_j) \right\|^2 \notin (1 \pm \varepsilon/4) \|y_i + y_j\|^2 \right) \\ &\leq 2e^{-k\varepsilon^2/128} \cdot \frac{n(n-1)}{2} \leq n^2 e^{-k\varepsilon^2/128}.\end{aligned}$$

那么

$$\mathbb{P}(\bar{B}) \leq n^2 \cdot \frac{1}{n^4} \leq \frac{1}{4}.$$

由 Union Bound, 有

$$\mathbb{P}(\bar{A} \cup \bar{B}) \leq \mathbb{P}(\bar{A}) + \mathbb{P}(\bar{B}) \leq \frac{1}{2}.$$

故以至少 $1/2$ 的概率, 事件 A 和 B 同时成立. 证毕.

(2) 类似 (1) 中结论的证明, 可得在相同的条件下 (即 $k = O(\log n/\varepsilon^2)$), 以至少 $1/2$ 的概率下述事件同时成立:

- 对于任意 $1 \leq i, j \leq n$ 且 $i \neq j$, 有

$$(1 - \varepsilon) \|y_i + y_j\|^2 \leq \left\| \frac{1}{\sqrt{k}} A(y_i + y_j) \right\|^2 \leq (1 + \varepsilon) \|y_i + y_j\|^2. \quad (4)$$

- 对于任意 $1 \leq i, j \leq n$ 且 $i \neq j$, 有

$$(1 - \varepsilon) \|y_i - y_j\|^2 \leq \left\| \frac{1}{\sqrt{k}} A(y_i - y_j) \right\|^2 \leq (1 + \varepsilon) \|y_i - y_j\|^2. \quad (5)$$

那么以至少 $1/2$ 的概率, 对于 $1 \leq i, j \leq n$ 且 $i \neq j$, 有

$$\begin{aligned}(1 - \varepsilon) \|y_i + y_j\|^2 - (1 + \varepsilon) \|y_i - y_j\|^2 &\leq \left\| \frac{1}{\sqrt{k}} A(y_i + y_j) \right\|^2 - \left\| \frac{1}{\sqrt{k}} A(y_i - y_j) \right\|^2 \\ &\leq (1 + \varepsilon) \|y_i + y_j\|^2 - (1 - \varepsilon) \|y_i - y_j\|^2. \\ \iff 4 \langle y_i, y_j \rangle - \varepsilon \cdot (2 \|y_i\|^2 + 2 \|y_j\|^2) &\leq 4 \cdot \left\langle \frac{1}{\sqrt{k}} A(y_i + y_j), \frac{1}{\sqrt{k}} A(y_i - y_j) \right\rangle \\ &\leq 4 \langle y_i, y_j \rangle + \varepsilon \cdot (2 \|y_i\|^2 + 2 \|y_j\|^2).\end{aligned}$$

注意到 $\|y_i\| = 1$, 那么等价于

$$\begin{aligned}-\varepsilon &\leq \left\langle \frac{1}{\sqrt{k}} A(y_i + y_j), \frac{1}{\sqrt{k}} A(y_i - y_j) \right\rangle - \langle y_i, y_j \rangle \leq \varepsilon. \\ \iff \left| \left\langle \frac{1}{\sqrt{k}} A y_i, \frac{1}{\sqrt{k}} A y_j \right\rangle - \langle y_i, y_j \rangle \right| &\leq \varepsilon.\end{aligned}$$

证毕.

(3) 对于任意 x_i , 若 $\|x_i\| = 0$, 那么有 $x_i = 0$, 此时注意到对于任意的 $x_j, j \neq i$, 有

$$\left| \left\langle \frac{1}{\sqrt{k}} A x_i, \frac{1}{\sqrt{k}} A x_j \right\rangle - \langle x_i, x_j \rangle \right| = 0 \leq \varepsilon \|x_i\| \cdot \|x_j\|.$$

故不妨设 $\|x_i\| \neq 0, \forall i$. 那么对于任意 i , 令 $y_i = x_i/\|x_i\|$, 那么由 (2) 的结论, 以至少 $1/2$ 的概率, 对于任意 $1 \leq i, j \leq n$, 有

$$\begin{aligned} \left| \left\langle \frac{1}{\sqrt{k}} A y_i, \frac{1}{\sqrt{k}} A y_j \right\rangle - \langle y_i, y_j \rangle \right| \leq \varepsilon &\iff \left| \left\langle \frac{1}{\sqrt{k}} A \frac{x_i}{\|x_i\|}, \frac{1}{\sqrt{k}} A \frac{x_j}{\|x_j\|} \right\rangle - \left\langle \frac{x_i}{\|x_i\|}, \frac{x_j}{\|x_j\|} \right\rangle \right| \leq \varepsilon. \\ &\iff \left| \left\langle \frac{1}{\sqrt{k}} A x_i, \frac{1}{\sqrt{k}} A x_j \right\rangle - \langle x_i, x_j \rangle \right| \leq \varepsilon \|x_i\| \cdot \|x_j\|. \end{aligned}$$

这里用到了点积的线性性质, 即 $\langle \alpha \vec{a}, \beta \vec{b} \rangle = \alpha \beta \langle \vec{a}, \vec{b} \rangle$. 证毕.

<

Problem 6(Bonus 30%). 在课上, 我们证明了对于任意 $S_1, S_2, \dots, S_m \subseteq \{1, 2, \dots, n\}$, 存在 $\chi: \{1, 2, \dots, n\} \rightarrow \{-1, +1\}$, 使得对于任意 $1 \leq i \leq m$, 有

$$\text{disc}_\chi(S_i) = \left| \sum_{j \in S_i} \chi(j) \right| \leq O(\sqrt{n \log m}).$$

在本题中, 我们将证明存在 $S_1, S_2, \dots, S_m \subseteq \{1, 2, \dots, n\}$, 对于任意 $\chi: \{1, 2, \dots, n\} \rightarrow \{-1, +1\}$, 存在 $1 \leq i \leq m$, 使得

$$\text{disc}_\chi(S_i) = \left| \sum_{j \in S_i} \chi(j) \right| \geq \Omega(\sqrt{n}).$$

也即可上给出的上界 $O(\sqrt{n \log m})$ 几乎是最优的.

(1) 证明下述反集中不等式: $X \sim B(n, 1/2)$, 存在常数 $c_1, c_2 > 0$, 使得

$$\mathbb{P}(X \geq n/2 + c_1 \cdot \sqrt{n}) \geq c_2.$$

提示: 该不等式有多种证明方法. 一种可能的思路是首先使用定量化的中心极限定理 (课上提到的 Berry-Esseen 定理) 建立二项分布与标准正态分布的联系, 之后对标准正态分布证明反集中不等式.

(2) 令 S 为 $\{1, 2, \dots, n\}$ 的子集, 对于每个 $j \in \{1, 2, \dots, n\}$, $\mathbb{P}(j \in S) = 1/2$, 且不同 j 是否被包含在 S 中相互独立. 利用 (1) 中的结论, 证明存在常数 $c_3, c_4 > 0$, 对于任意 $\chi: \{1, 2, \dots, n\} \rightarrow \{-1, +1\}$, 使得

$$\mathbb{P}\left(\left|\sum_{j \in S} \chi(j)\right| \geq c_3 \sqrt{n}\right) \geq c_4.$$

(3) 证明存在 $m = O(n)$ (也即对于某个常数 C , $m \leq Cn$) 个集合 $S_1, S_2, \dots, S_m \subseteq \{1, 2, \dots, n\}$ 和常数 $c > 0$, 使得对于任意 $\chi: \{1, 2, \dots, n\} \rightarrow \{-1, +1\}$, 存在 $1 \leq i \leq m$, 使得

$$\left| \sum_{j \in S_i} \chi(j) \right| \geq c \sqrt{n}. \quad (6)$$

提示: 考虑使用概率证法, 将 S_1, S_2, \dots, S_m 取为 $\{1, 2, \dots, n\}$ 独立同分布的随机子集, 并扩展 (2) 中的分析.

(4) 证明当 $m = n$ 时, (3) 中的结论同样成立.

Solution. (1) 由于 $X \sim B(n, 1/2)$, 记标准化后为 \tilde{X} 为

$$\tilde{X} = \frac{X - n/2}{\sqrt{n}/2}$$

那么由 Berry-Esseen 定理, 存在常数 $t_0 < 0.4748$ ¹

$$\left| \mathbb{P}(\tilde{X} \geq x) - \mathbb{P}(Z \geq x) \right| \leq \frac{t_0}{\sqrt{n}}.$$

令 $x = 2c_1$, 则

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X \geq n/2 + c_1 \cdot \sqrt{n}) &= \mathbb{P}(\tilde{X} \geq 2c_1) \geq \mathbb{P}(Z \geq 2c_1) - \frac{t_0}{\sqrt{n}} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{2c_1}^{+\infty} e^{-x^2/2} dx - \frac{t_0}{\sqrt{n}} \\ &= \frac{1}{2} - \int_0^{2c_1} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx - \frac{t_0}{\sqrt{n}} \\ &\geq \frac{1}{2} - \frac{2c_1}{\sqrt{2\pi}} - \frac{t_0}{\sqrt{n}}, \quad (t_0 \text{ has a upper bound}) \\ &> \frac{1}{2} - \frac{2c_1}{\sqrt{2\pi}} - \frac{0.4748}{\sqrt{n}} := \hat{c}. \end{aligned}$$

取 $c_1 = 10^{-5}$, 那么 $n \geq 4$ 时, 有

$$\hat{c} = \frac{1}{2} - \frac{2 \cdot 10^{-5}}{\sqrt{2\pi}} - \frac{0.4748}{\sqrt{n}} \geq \frac{1}{2} - \frac{2 \cdot 10^{-5}}{\sqrt{2\pi}} - \frac{0.4748}{2} \geq \frac{1}{4}.$$

而对于 $n < 4$ 的情况, 可以直接验证 $\mathbb{P}(X \geq n/2 + c_1 \cdot \sqrt{n}) \geq 1/4$. 故取 $c_2 = 1/4$, 证毕.

(2) 对于任意的 χ , 记

$$\begin{aligned} T_+ &= \{j \in \{1, 2, \dots, n\} : \chi(j) = 1\}, \\ T_- &= \{j \in \{1, 2, \dots, n\} : \chi(j) = -1\}. \end{aligned}$$

不妨 $|T_+| \geq |T_-|$, 那么有

$$\sum_{j \in S} \chi(j) = \sum_{j \in T_+} \mathbb{1}_{j \in S} - \sum_{j \in T_-} (1 - \mathbb{1}_{j \notin S}) = \sum_{j \in T_+} \mathbb{1}_{j \in S} + \sum_{j \in T_-} \mathbb{1}_{j \notin S} - \# \{T_- \cap S\}.$$

由于对任意的 j , $\mathbb{P}(j \in S) = 1/2$, 且不同的 j 是否在 S 中相互独立, 那么有

$$X := \sum_{j \in T_+} \mathbb{1}_{j \in S} + \sum_{j \in T_-} \mathbb{1}_{j \notin S} \sim B(n, 1/2).$$

记 $k := \# \{T_- \cap S\} \leq n/2$, 那么有

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(\left|\sum_{j \in S} \chi(j)\right| \geq c_3 \sqrt{n}\right) &= \mathbb{P}(|X - k| \geq c_3 \sqrt{n}) = \mathbb{P}(X \geq c_3 \sqrt{n} + k \cup X \leq k - c_3 \sqrt{n}) \\ &\geq \mathbb{P}(X \geq n/2 + c_3 \sqrt{n} \cup X \leq n/2 - c_3 \sqrt{n}) = \mathbb{P}(|X - n/2| \geq c_3 \sqrt{n}) \end{aligned}$$

¹来自 wiki 中提到的上界 https://en.wikipedia.org/wiki/Berry-Esseen_theorem

令 $c_3 = c_1$, 由 (1) 的结论, 对称的有

$$\mathbb{P}(X \geq n/2 + c_1 \cdot \sqrt{n}) \geq c_2. \quad \mathbb{P}(X \leq n/2 - c_1 \cdot \sqrt{n}) \geq c_2 \implies \mathbb{P}(|X - n/2| \geq c_1 \sqrt{n}) \geq 2c_2.$$

那么令 $c_4 = 2c_2$, 有

$$\mathbb{P}\left(\left|\sum_{j \in S} \chi(j)\right| \geq c_3 \sqrt{n}\right) \geq 2c_2 = c_4 = \frac{1}{2}$$

证毕.

- (3) 我们希望证明存在一组集合 $S_1, S_2, \dots, S_m \subseteq \{1, 2, \dots, n\}$ 和常数 c , 使得对于任意的 χ , 至少存在一个 S_i , 使得 (6) 成立.

我们考虑对于一组 $S_1, S_2, \dots, S_m \subseteq \{1, 2, \dots, n\}$ 和常数 c , 存在一个 χ , 使得对于任意的 S_i , 有

$$\left|\sum_{j \in S_i} \chi(j)\right| < c\sqrt{n}. \quad (7)$$

成立的概率.

对于 $\{1, 2, \dots, n\}$ 的任意一个随机子集 S_i , 由 (2) 的结论, 对于任意的 χ , 有

$$\mathbb{P}\left(\left|\sum_{j \in S_i} \chi(j)\right| \geq c_3 \sqrt{n}\right) \geq c_4 = \frac{1}{2}. \implies \mathbb{P}\left(\left|\sum_{j \in S_i} \chi(j)\right| < c_3 \sqrt{n}\right) < \frac{1}{2}.$$

取独立同分布的 m 个随机子集 S_1, S_2, \dots, S_m , 其中设 $m = Cn$, C 为某个常数. 同时令 $c = c_3$. 对于任意的映射 χ , 记事件 $A_{i,\chi}$ 为

$$A_{i,\chi} = \left\{\left|\sum_{j \in S_i} \chi(j)\right| < c_3 \sqrt{n}\right\}.$$

由于 S_1, S_2, \dots, S_m 独立同分布, 那么 $A_{1,\chi}, A_{2,\chi}, \dots, A_{m,\chi}$ 相互独立. 故有

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^m A_{i,\chi}\right) = \prod_{i=1}^m \mathbb{P}(A_{i,\chi}) < \left(\frac{1}{2}\right)^{Cn}.$$

对于任意的 χ , 注意到有 $\#\{\chi | \chi: \{1, 2, \dots, n\} \rightarrow \{\pm 1\}\} = 2^n$, 那么有

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_{\chi} \left\{\bigcap_{i=1}^m A_{i,\chi}\right\}\right) < 2^n \left(\frac{1}{2}\right)^{Cn} = \left(\frac{1}{2}\right)^{Cn-n}.$$

取 $C = 1$, 那么有

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_{\chi} \left\{\bigcap_{i=1}^m \left|\sum_{j \in S_i} \chi(j)\right| \leq c_3 \sqrt{n}\right\}\right) < 2^n \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^n = 1.$$

即考虑取 S_1, S_2, \dots, S_m 和常数 $c = c_3$, 存在一个 χ , 使得对于任意的 S_i , 有 (7) 成立的概率小于 1. 那么我们有

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{\chi} \left\{\bigcup_{i=1}^m \left|\sum_{j \in S_i} \chi(j)\right| \geq c_3 \sqrt{n}\right\}\right) > 0.$$

即取集合 S_1, S_2, \dots, S_m 和常数 $c = c_3$, 对于任意的 χ , 存在 $1 \leq i \leq m$, 使得

$$\left| \sum_{j \in S_i} \chi(j) \right| \geq c\sqrt{n}.$$

成立. 且 $m = n = O(n)$, 证毕.

注: 这样我们就顺便证明了当 $m = n$ 时, (3) 中的结论同样成立.

◁