

Notes on SPARCs

Yong YANG*

October 7, 2020

* YangYong@bupt.edu.cn

目录

0.1 一些数学上的准备	2
------------------------	---

0.1 一些数学上的准备

Lemma 0.1. Let $u \in \mathbb{R}^N$ and $v \in \mathbb{R}^N$ be deterministic vectors such that $\lim_{n \rightarrow \infty} \|u\|^2/n$ and $\lim_{n \rightarrow \infty} \|v\|^2/n$ both exist and are finite. Let $\tilde{A} \in \mathbb{R}^{n \times N}$ be a matrix with independent $\mathcal{N}(0, 1/n)$ entries. Then

(a)

$$\tilde{A}u \stackrel{d}{=} \frac{\|u\|}{\sqrt{n}} Z_u \quad \text{and} \quad \tilde{A}^\top v \stackrel{d}{=} \frac{\|v\|}{\sqrt{n}} Z_v \quad (1)$$

where $Z_u \in \mathbb{R}^n$ and $Z_v \in \mathbb{R}^n$ are each i.i.d. standard Normal random vectors. Consequently,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\|\tilde{A}u\|^2}{n} \stackrel{a.s.}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\|u\|^2}{n} \sum_{j=1}^n \frac{Z_{u,j}^2}{n} \stackrel{a.s.}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\|u\|^2}{n} \quad (2)$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\|\tilde{A}^\top v\|^2}{n} \stackrel{a.s.}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\|v\|^2}{n} \sum_{j=1}^N \frac{Z_{v,j}^2}{n} \stackrel{a.s.}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\|v\|^2}{n} \quad (3)$$

(b) Let \mathcal{W} be a d -dimensional subspace of \mathbb{R}^n for $d \leq n$. Let (w_1, \dots, w_d) be an orthogonal basis of \mathcal{W} with $\|w_j\|^2 = n$ for $j \in [d]$, and let $P_{\mathcal{W}}$ denote the orthogonal projection operator onto \mathcal{W} . Then for $D = [w_1 \mid \dots \mid w_d]$, we have $P_{\mathcal{W}} \tilde{A}u \stackrel{d}{=} \frac{\|u\|}{\sqrt{n}} P_{\mathcal{W}} Z_u \stackrel{d}{=} \frac{\|u\|}{\sqrt{n}} Dx$ where $x \in \mathbb{R}^d$ is a random vector with i.i.d. $\mathcal{N}(0, 1/n)$ entries. Therefore $\lim_{n \rightarrow \infty} n^\delta \|x\| \stackrel{a.s.}{=} 0$ for any constant $\delta \in [0, 0.5)$. (The limit is taken with d fixed.)

证明. (a) 这个是 SLLN.

□

Lemma 0.2 (Strong Law of Triangular Arrays). 假设 $\{X_{n,j} : j \in [n], n \geq 1\}$ 是零均值、行内独立的三角 r.v. 组列, 并且满足

$$\sum_{j=1}^n \mathbb{E}|X_{n,j}|^{2+\kappa} \leq cn^{1+\kappa/2}, \quad \exists \kappa \in (0, 1), \quad c < +\infty. \quad (4)$$

则

$$\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_{n,j} \xrightarrow{a.s.} 0, \quad \text{as } n \rightarrow \infty. \quad (5)$$

证明. 我们采用截尾方法来证明它. 令

$$\bar{X}_{n,j} = X_{n,j} \mathbf{1}_{(|X_{n,j}| \leq n)}, \quad Y_{n,j} = \bar{X}_{n,j} - \mathbb{E}\bar{X}_{n,j}, \quad (6)$$

其中 $\mathbf{1}_{(\cdot)}$ 是示性函数. 则 $\{Y_{n,j}\}$ 行内独立, 并且 $\mathbb{E}Y_{n,j} = 0$, $|Y_{n,j}| \leq 2n$. 利用 C_r 不等式和 Jensen 不等式可以证明²:

$$\mathbb{E}|Y_{n,j}|^r \leq 2^r \mathbb{E}|\bar{X}_{n,j}|^r \leq 2^r \mathbb{E}|X_{n,j}|^r, \quad r \geq 1.$$

²对任意的随机变量 X , $\mathbb{E}|X - \mathbb{E}X|^r \leq 2^{r-1} (\mathbb{E}|X|^r + |\mathbb{E}X|^r) \leq 2^r \mathbb{E}|X|^r, r \geq 1$.

由 Markov 不等式,

$$\begin{aligned}
\sum_{n=1}^{+\infty} P\left(\left|\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n Y_{n,j}\right| \geq \varepsilon\right) &\leq \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{n^4 \varepsilon^4} E\left(\sum_{j=1}^n Y_{n,j}\right)^4 \\
&= \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{n^4 \varepsilon^4} \left[\sum_{j=1}^n EY_{n,j}^4 + \left(\sum_{j=1}^n EY_{n,j}^2\right)^2 \right] \\
&\leq \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{n^4 \varepsilon^4} \left[(2n)^{2-\kappa} \sum_{j=1}^n E|Y_{n,j}|^{2+\kappa} + \left(4 \sum_{j=1}^n EX_{n,j}^2\right)^2 \right] \\
&\leq \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{n^4 \varepsilon^4} \left[(2n)^{2-\kappa} 2^{2+\kappa} \sum_{j=1}^n E|X_{n,j}|^{2+\kappa} + \left(4 \sum_{j=1}^n E(1 + |X_{n,j}|^{2+\kappa})\right)^2 \right] \\
&\leq \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{16}{n^4 \varepsilon^4} [n^{2-\kappa} cn^{1+\kappa/2} + (n + cn^{1+\kappa/2})^2] \\
&< +\infty.
\end{aligned}$$

所以

$$\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n Y_{n,j} \xrightarrow{\text{a.s.}} 0, \quad (n \rightarrow \infty).$$

另一方面, 利用概率的次可加性可以知道,

$$\begin{aligned}
\sum_{n=1}^{+\infty} P\left(\left|\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_{n,j} \mathbf{1}_{(|X_{n,j}|>n)}\right| \geq \varepsilon\right) &\leq \sum_{n=1}^{+\infty} P\left(\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_{n,j} \mathbf{1}_{(|X_{n,j}|>n)} \neq 0\right) \\
&\leq \sum_{n=1}^{+\infty} P\left(\bigcup_{j=1}^n \{|X_{n,j}| > n\}\right) \leq \sum_{n=1}^{+\infty} \sum_{j=1}^n P(|X_{n,j}| > n) \\
&\leq \sum_{n=1}^{+\infty} \sum_{j=1}^n \frac{E|X_{n,j}|^{2+\kappa}}{n^{2+\kappa}} \leq \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{cn^{1+\kappa/2}}{n^{2+\kappa}} \\
&< +\infty.
\end{aligned}$$

所以又有

$$\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_{n,j} \mathbf{1}_{(|X_{n,j}|>n)} \xrightarrow{\text{a.s.}} 0, \quad (n \rightarrow \infty).$$

最后,

$$\begin{aligned}
\left|\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n EX_{n,j} \mathbf{1}_{(|X_{n,j}|>n)}\right| &\leq \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n E|X_{n,j}| \mathbf{1}_{(|X_{n,j}|>n)} \\
&\leq \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n E \frac{|X_{n,j}|^{2+\kappa}}{n^{1+\kappa}} \leq \frac{cn^{1+\kappa/2}}{n^{2+\kappa}} \rightarrow 0, \quad (n \rightarrow \infty).
\end{aligned}$$

综上所述,

$$\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_{n,j} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n Y_{n,j} + \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_{n,j} \mathbf{1}_{(|X_{n,j}|>n)} - \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n EX_{n,j} \mathbf{1}_{(|X_{n,j}|>n)} \xrightarrow{\text{a.s.}} 0.$$

□

Lemma 0.3. 设 $\{V, V_n; n \geq 2\}$ 是独立同分布的随机序列, 并且 $EV^2 < +\infty$. 对任意的函数 ψ , 如果 $\psi: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ 满足二阶伪 Lipschitz 条件, 则

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \psi(V_j) \stackrel{a.s.}{=} E[\psi(V)]. \quad (7)$$

证明. 因为 ψ 满足二阶伪 Lipschitz 条件, 所以

$$E|\psi(V)| \leq C \cdot E(1 + V^2) < +\infty.$$

注意到 $\psi(V_1), \psi(V_2), \dots$ 独立同分布, 由 Kolmogorov 强大数定律知结论成立. \square

Lemma 0.4 (Stein). 设随机向量 (X, Y) 服从二元正态分布 $\mathcal{N}(\mu_1, \mu_2; \sigma_1^2, \sigma_2^2; \rho)$. 假设函数 $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ 绝对连续, 并且 $\text{Cov}(f(X), Y)$ 和 $E(f'(X))$ 均存在, 则

$$\text{Cov}(f(X), Y) = \text{Cov}(X, Y)E f'(X). \quad (8)$$

证明. 记标准正态分布的概率密度函数为 $\varphi(\cdot)$, 利用分部积分公式得到

$$\begin{aligned} E f'(X) &= \int_{-\infty}^{\infty} f'(x) \frac{1}{\sigma_1} \varphi\left(\frac{x - \mu_1}{\sigma_1}\right) dx \\ &= \left[f(x) \frac{1}{\sigma_1} \varphi\left(\frac{x - \mu_1}{\sigma_1}\right) \right] \Big|_{-\infty}^{+\infty} - \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) \left[\frac{1}{\sigma_1} \varphi\left(\frac{x - \mu_1}{\sigma_1}\right) \right]' dx \\ &= \frac{1}{\sigma_1^2} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)(x - \mu_1) \frac{1}{\sigma_1} \varphi\left(\frac{x - \mu_1}{\sigma_1}\right) dx = \frac{1}{\sigma_1^2} E[(X - \mu_1)f(X)] \end{aligned}$$

由于 $Y - \frac{\rho\sigma_2}{\sigma_1}X$ 与 X 独立, 所以 $Y - \frac{\rho\sigma_2}{\sigma_1}X$ 与 $f(X)$ 也独立. 由于独立一定不相关,

$$\text{Cov}\left(f(X), Y - \frac{\rho\sigma_2}{\sigma_1}X\right) = 0.$$

因此,

$$\begin{aligned} \text{Cov}(f(X), Y) &= \frac{\rho\sigma_2}{\sigma_1} \text{Cov}(f(X), X) = \frac{\rho\sigma_2}{\sigma_1} E(X - \mu_1)f(X) \\ &= \rho\sigma_1\sigma_2 E f'(X) = \text{Cov}(X, Y)E f'(X). \end{aligned}$$

\square

Lemma 0.5 (正态分布的尾概率估计). 对于 $x > 0$, 有

$$(x^{-1} - x^{-3}) \varphi(x) \leq \int_x^{+\infty} \varphi(u) du \leq x^{-1} \varphi(x), \quad (9)$$

其中 $\varphi(\cdot)$ 是标准正态分布的概率密度函数.

证明. 替换 $u = x + z$, 并且利用 $\exp(-z^2/2) \leq 1$, 得到:

$$\int_x^{+\infty} \varphi(u) du \leq \varphi(x) \int_0^{+\infty} e^{-xz} dz = \frac{1}{x} \varphi(x).$$

关于不等式另一边的证明, 我们只需注意到恒等式:

$$\int_x^{+\infty} (1 - 3y^{-4}) e^{-y^2/2} dy = (x^{-1} - x^{-3}) e^{-x^2/2}.$$

□

Lemma 0.6 (Bernoulli 不等式). 对于自然数 n , 总有

$$\forall x \geq -1, (1+x)^n \geq 1+nx. \quad (10)$$

证明. 利用数学归纳法即可. □

Lemma 0.7. 假设随机变量 Z_1, Z_2, \dots 独立同分布于标准正态分布, 对任何常数 $K > 2$, 以概率 1, 对充分大的 M 有

$$\max_{j \in [M]} |Z_j| \leq \sqrt{2K \ln M}. \quad (11)$$

证明. 记 $\mathcal{Q}(x) = \int_x^{+\infty} \varphi(u) du$. 利用 Bernoulli 不等式和引理0.5, 我们有

$$\begin{aligned} P\left(\max_{j \in [M]} |Z_j| > \sqrt{2K \ln M}\right) &= 1 - \left[1 - 2\mathcal{Q}(\sqrt{2K \ln M})\right]^M \\ &\leq 2M \mathcal{Q}(\sqrt{2K \ln M}) \\ &\leq \frac{2M}{\sqrt{2K \ln M}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-K \ln M} \\ &= \frac{1}{\sqrt{\pi} M^{K-1} \ln^{1/2} M}. \end{aligned}$$

因此, $\sum_{M=1}^{+\infty} P\left(\max_{j \in [M]} |Z_j| > \sqrt{2K \ln M}\right) < +\infty$. 根据 Borel-Cantelli 引理,

$$P\left(\max_{j \in [M]} |Z_j| > \sqrt{2K \ln M}, i.o.\right) = 0.$$

这说明我们可以以概率 1 保证, $\{\max_{j \in [M]} |Z_j| > \sqrt{2K \ln M}\}$ 至多对有限个 M 发生. □