

О точности оценивания ковариационной матрицы многомерного случайного вектора

Ф. Носков Н. Пучкин М. Рахуба В. Спокойный

Национальный исследовательский университет
“Высшая школа экономики”

- 1 Введение
- 2 Свойства выборочной ковариационной матрицы $\hat{\Sigma}$
- 3 Безразмерные оценки для структурированных матриц

- $\mathbf{X}, \mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_n$ – н. о. р. случайные векторы в \mathbb{R}^d
- $\mathbb{E} \mathbf{X} = \mathbf{0}, \mathbb{E} \mathbf{X} \mathbf{X}^\top = \Sigma$
- Размерность пространства d велика и может превосходить n

Цель: оценить ковариационную матрицу Σ по выборке $(\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_n)$

Стандартная оценка – выборочная ковариационная матрица

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^\top$$

Точность оценивания: если $\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_n$ – субгауссовские случайные векторы, то

$$\|\hat{\Sigma} - \Sigma\| \lesssim \|\Sigma\| \left(\sqrt{\frac{d + \ln(1/\delta)}{n}} \vee \frac{d + \ln(1/\delta)}{n} \right)$$

с вероятностью не менее $(1 - \delta)$ (см., например, [Vershynin, 2012, Corollary 5.50])

Обозначение: $f \lesssim g$ и $g \gtrsim f$ равносильны $f = \mathcal{O}(g)$

Замечание: оценка становится бессодержательной, когда $d > n$

Первый способ преодоления проклятия размерности – сделать предположения о структуре ковариационной матрицы Σ

- разреженные ковариационные матрицы [Bickel and Levina, 2008a], [Cai and Zhou, 2012], [Fan et al., 2015]
- ленточные ковариационные матрицы [Bickel and Levina, 2008b], [Cai et al., 2010]
- теплицевы ковариационные матрицы [Xiao and Wu, 2012], [Cai et al., 2013]
- ковариационные матрицы со структурой произведения Кронекера [Tsiligkaridis and Hero, 2013], [Leng and Pan, 2018]

Предположение L_2 - ψ_2 -эквивалентности: существует такое $\varkappa > 0$, что для любого $\mathbf{u} \in \mathbb{R}^d$ выполнено неравенство

$$\|\mathbf{u}^\top \mathbf{X}\|_{\psi_2} \leq \varkappa \sqrt{\mathbf{u}^\top \Sigma \mathbf{u}}, \quad \text{где} \quad \|\mathbf{u}^\top \mathbf{X}\|_{\psi_2} = \inf \left\{ t > 0 : \mathbb{E} e^{(\mathbf{u}^\top \mathbf{X})^2/t^2} \leq 2 \right\}$$

Безразмерные оценки: если выполнено условие L_2 - ψ_2 -эквивалентности, то, каково бы ни было $\delta \in (0, 1)$, с вероятностью не менее $(1 - \delta)$, выполнено

$$\|\hat{\Sigma} - \Sigma\| \lesssim \|\Sigma\| \left(\sqrt{\frac{\mathbf{r}(\Sigma) + \ln(1/\delta)}{n}} \vee \frac{\mathbf{r}(\Sigma) + \ln(1/\delta)}{n} \right), \quad \text{где} \quad \mathbf{r}(\Sigma) = \frac{\text{Tr}(\Sigma)}{\|\Sigma\|}$$

(см., например, [Koltchinskii and Lounici, 2017])

Правая часть неравенства не зависит от d !

- Структурные предположения отошли на второй план
- Больше внимания уделяется безразмерным оценкам
- Техника доказательств значительно эволюционировала за последние 10 лет
- Результаты помогают лучше понять феномены, возникающие в задаче перепараметризованной многомерной регрессии

- 1 Введение
- 2 Свойства выборочной ковариационной матрицы $\hat{\Sigma}$
- 3 Безразмерные оценки для структурированных матриц

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^T$$

[Kannan et al., 1997]: если $\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_n$ распределены равномерно на выпуклом теле \mathcal{K} ,

$$\mathbb{E} \left\| \hat{\Sigma} - \Sigma \right\| \lesssim \frac{d}{\sqrt{n}}$$

[Rudelson, 1999]: при тех же предположениях

$$\mathbb{E} \left\| \hat{\Sigma} - \Sigma \right\| \lesssim \sqrt{\frac{\ln d}{n}} \left(\mathbb{E} \|\mathbf{X}\|^{\ln n} \right)^{1/\ln n}$$

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^T$$

Результат [Kannan et al., 1997] был улучшен в ряде работ:

- [Bourgain, 1999]
- [Giannopoulos et al., 2005]
- [Paouris, 2006]
- [Adamczak et al., 2010]

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^\top$$

[Adamczak et al., 2011]: если $\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_n$ имеют лог-вогнутое распределение, то

$$\|\hat{\Sigma} - \Sigma\| \lesssim \sqrt{\frac{d}{n}} \quad \text{с вероятностью} \geq 1 - e^{-\mathcal{O}(\sqrt{d})}$$

[Vershynin, 2012, Corollary 5.50]: если $\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_n$ – субгауссовские случайные векторы,

$$\|\hat{\Sigma} - \Sigma\| \lesssim \|\Sigma\| \left(\sqrt{\frac{d + \ln(1/\delta)}{n}} \vee \frac{d + \ln(1/\delta)}{n} \right) \quad \text{с вероятностью} \geq (1 - \delta)$$

[Tropp, 2012, Vershynin, 2012]: если $\|\mathbf{X}_i\| \leq R$ почти наверное для всех $1 \leq i \leq n$, то

$$\|\hat{\Sigma} - \Sigma\| \lesssim \sqrt{\frac{R\|\Sigma\| \ln(d/\delta)}{n}} \vee \frac{R \ln(d/\delta)}{n} \quad \text{с вероятностью} \geq (1 - \delta)$$

Предположение L_2 - ψ_2 -эквивалентности: существует такое $\varkappa > 0$, что для любого $\mathbf{u} \in \mathbb{R}^d$ выполнено неравенство

$$\|\mathbf{u}^\top \mathbf{X}\|_{\psi_2} \leq \varkappa \sqrt{\mathbf{u}^\top \Sigma \mathbf{u}}, \quad \text{где} \quad \|\mathbf{u}^\top \mathbf{X}\|_{\psi_2} = \inf \left\{ t > 0 : \mathbb{E} e^{(\mathbf{u}^\top \mathbf{X})^2/t^2} \leq 2 \right\}$$

Если выполнено условие L_2 - ψ_2 -эквивалентности, то с вероятностью не менее $(1 - \delta)$

- [Adamczak, 2015], [Koltchinskii and Lounici, 2017]:

$$\|\hat{\Sigma} - \Sigma\| \lesssim \|\Sigma\| \left(\sqrt{\frac{r(\Sigma) + \ln(1/\delta)}{n}} \vee \frac{r(\Sigma) + \ln(1/\delta)}{n} \right), \quad \text{где} \quad r(\Sigma) = \frac{\text{Tr}(\Sigma)}{\|\Sigma\|}$$

- [Bunea and Xiao, 2015]:

$$\|\hat{\Sigma} - \Sigma\|_{\text{F}} \lesssim \|\Sigma\| r(\Sigma) \left(\sqrt{\frac{\ln(2/\delta)}{n}} \vee \frac{\ln(2/\delta)}{n} \right), \quad \text{где} \quad r(\Sigma) = \frac{\text{Tr}(\Sigma)}{\|\Sigma\|}$$

Предположение L_2 - ψ_2 -эквивалентности: существует такое $\varkappa > 0$, что для любого $\mathbf{u} \in \mathbb{R}^d$ выполнено неравенство

$$\|\mathbf{u}^\top \mathbf{X}\|_{\psi_2} \leq \varkappa \sqrt{\mathbf{u}^\top \Sigma \mathbf{u}}, \quad \text{где} \quad \|\mathbf{u}^\top \mathbf{X}\|_{\psi_2} = \inf \left\{ t > 0 : \mathbb{E} e^{(\mathbf{u}^\top \mathbf{X})^2/t^2} \leq 2 \right\}$$

- [Zhivotovskiy, 2024]: если выполнено условие L_2 - ψ_2 -эквивалентности,

$$\|\hat{\Sigma} - \Sigma\| \leq 20\varkappa^2 \|\Sigma\| \left(\sqrt{\frac{\mathbf{r}(\Sigma) + \ln(1/\delta)}{n}} \vee \frac{\mathbf{r}(\Sigma) + \ln(1/\delta)}{n} \right) \quad \text{с вероятностью} \geq (1 - \delta)$$

- [Han, 2022]: если $\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_n \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \Sigma)$, то

$$\mathbb{E} \|\hat{\Sigma} - \Sigma\| \leq \|\Sigma\| \left(1 + \mathcal{O} \left(\frac{1}{\sqrt{\mathbf{r}(\Sigma)}} \right) \right) \left(2\sqrt{\frac{\mathbf{r}(\Sigma)}{n}} + \frac{\mathbf{r}(\Sigma)}{n} \right) \quad \text{где} \quad \mathbf{r}(\Sigma) = \frac{\text{Tr}(\Sigma)}{\|\Sigma\|}$$

Предположение о распределении \mathbf{X} : существует $\omega > 0$, такая что случайный вектор $\boldsymbol{\xi} = \Sigma^{-1/2}\mathbf{X}$ удовлетворяет неравенству

$$\|\boldsymbol{\xi}^\top V \boldsymbol{\xi} - \text{Tr}(V)\|_{\psi_1} \leq \omega \|V\|_F \quad \text{для всех } V \in \mathbb{R}^{d \times d} \quad (1)$$

ψ_s -норма Орлича, $s \geq 1$: $\|\eta\|_{\psi_s} = \inf \{t > 0 : \mathbb{E}e^{|\eta|^s/t^s} \leq 2\}$

Примеры: данное предположение выполнено для

- многомерного нормального распределения
- распределений, удовлетворяющих нер-ву Хэнсона-Райта [Hanson and Wright, 1971]
- распределений, удовлетворяющих свойству выпуклой концентрации [Adamczak, 2015]

Утверждение

Пусть $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_d$ – независимые радимахеровские случайные величины, $\eta \sim \text{Be}(1/2)$. Рассмотрим случайный вектор $\boldsymbol{\xi} = (\xi_1, \dots, \xi_d)^\top$ с компонентами $\xi_i = \sqrt{2\varepsilon_i}\eta$, $1 \leq i \leq d$. Тогда:

- $\mathbb{E}\boldsymbol{\xi} = \mathbf{0}$ и $\mathbb{E}\boldsymbol{\xi}\boldsymbol{\xi}^\top = I_d$;
- для любого $\mathbf{u} \in \mathbb{R}^d$ выполнено $\|\boldsymbol{\xi}^\top \mathbf{u}\|_{\psi_2}^2 \leq 16 \mathbb{E}\|\boldsymbol{\xi}^\top \mathbf{u}\|^2/3$;
- существует матрица $V \in \mathbb{R}^{d \times d}$, такая что

$$\mathbb{E}(\boldsymbol{\xi}^\top V \boldsymbol{\xi} - \mathbb{E}\boldsymbol{\xi}^\top V \boldsymbol{\xi})^4 = d^2 \|V\|_F^4.$$

Вывод: предположение (1) более строгое, чем требование $L_2 - \psi_2$ -эквивалентности

Теорема: (П., Носков, Спокойный)

Пусть выполнено предположение (1). Зафиксируем $\delta \in (0, 1)$ и обозначим

$$R(\Sigma, \delta) = \frac{3r(\Sigma)}{2\sqrt{2}} + \frac{1}{2}\sqrt{r(\Sigma^2)} + 2\sqrt{e \log(3/\delta)}$$

Допустим, что объем выборки n удовлетворяет неравенствам

$$6\omega \|\Sigma\| R(\Sigma, \delta) \leq \sqrt{n} \quad \text{и} \quad r(\Sigma)^2 R(\Sigma, \delta)^2 \left(\frac{R(\Sigma, \delta)^2}{4} + 3 \right) \leq 36n$$

Тогда с вероятностью не менее $(1 - \delta)$ выполнено

$$\left\| \hat{\Sigma} - \Sigma \right\|_F^2 - \mathbb{E} \left\| \hat{\Sigma} - \Sigma \right\|_F^2 < \frac{4\|\Sigma\|^2}{n} \max \left\{ \sqrt{2(64\omega^2 r(\Sigma^2))^2 + (8\omega)^4 r(\Sigma^4)} \log(3/\delta), 4e\tau \log(3/\delta) \right\}$$

Теорема: (П., Носков, Спокойный)

Пусть выполнено условие (1). Предположим, что Σ , ω и $\delta \in (0, 1)$ удовлетворяют соотношениям

$$\frac{\text{Tr}(\Sigma)^2 \vee \log(8/\delta)}{n\rho_{\max}^2} \rightarrow 0, \quad \frac{r(\Sigma)^6}{n} \rightarrow 0 \quad \text{и} \quad \frac{r(\Sigma) \log(8/\delta)}{\sqrt{n}} \rightarrow 0 \quad \text{при} \quad n \rightarrow \infty.$$

Тогда с вероятностью не менее $(1 - \delta)$ выполнено

$$\left| \frac{\|\hat{\Sigma} - \Sigma\|_{\text{F}}^2}{\mathbb{E}\|\hat{\Sigma} - \Sigma\|_{\text{F}}^2} - 1 \right| \lesssim \tau \max \left\{ \frac{\sqrt{\log(8/\delta)}}{r(\Sigma) - 1}, \frac{\log(8/\delta)}{r(\Sigma)(r(\Sigma) - 1)} \right\}$$

$$\mathbf{X} = \Sigma^{1/2} \boldsymbol{\xi}$$

Пример 1: $\xi_i \sim p(x), p(x) \propto e^{-|x|} \mathbb{1}(|x| \leq 6)$

Пример 2: $\boldsymbol{\xi} \sim \mathcal{U}(\mathcal{S}^{d-1})$

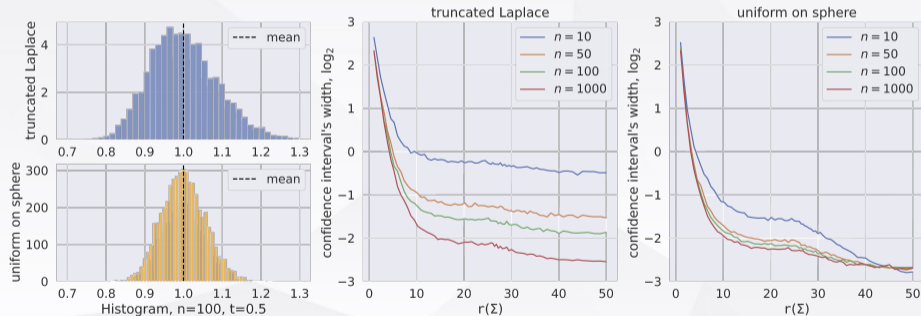


Рис.: Концентрация $\|\hat{\Sigma} - \Sigma\|_F^2 / \mathbb{E} \|\hat{\Sigma} - \Sigma\|_F^2$ в окрестности 1 с ростом $r(\Sigma)$

Пример 3: $\mathbf{X} = \Sigma^{1/2}\boldsymbol{\xi}$, $\xi_i = \sqrt{2}\varepsilon_i\eta$, $\eta \sim \text{Be}(1/2)$, $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_d$ – независимые радемахеровские случайные величины

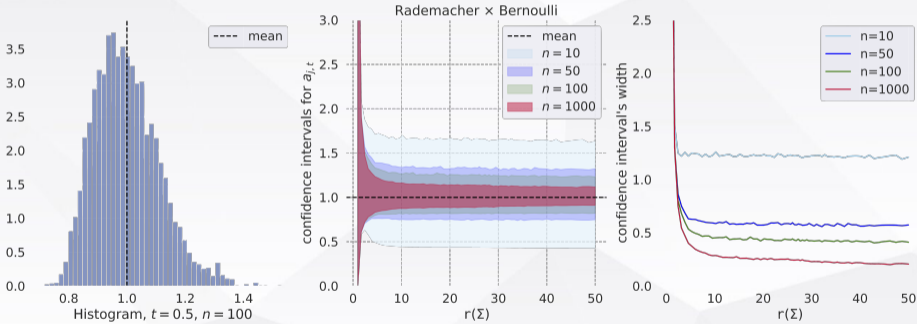


Рис.: Отсутствие концентрации $\|\hat{\Sigma} - \Sigma\|_{\mathbb{F}}^2 / \mathbb{E}\|\hat{\Sigma} - \Sigma\|_{\mathbb{F}}^2$ в окрестности 1 с ростом $r(\Sigma)$

Гауссовское распределение – ключ к безразмерным оценкам

Лемма

Зафиксируем произвольные положительные ζ and λ , и пусть Γ – случайная матрица, компоненты которой – независимые стандартные нормальные случайные величины. Тогда, для любой матрицы $A \in \mathbb{R}^{d \times d}$, удовлетворяющей неравенству $\|\Sigma A \Sigma\|_F \leq \zeta$, и любого $\beta > 1$, выполнено

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_{\Gamma} \exp \left\{ \sqrt{\lambda} \text{Tr}(\Gamma^T \Sigma^{1/2} A \Sigma^{1/2}) \right\} &\mathbb{1} \left(\|\Sigma^{1/2} \Gamma \Sigma^{1/2}\|_F \leq \zeta \sqrt{\lambda} + \sqrt{\beta} \text{Tr}(\Sigma) \right) \\ &\geq \frac{\beta - 1}{\beta} \exp \left\{ \lambda \|\Sigma^{1/2} A \Sigma^{1/2}\|_F^2 / 2 \right\} \end{aligned}$$

Взяв $\beta = 2$ и применив лемму к матрице $H = \sqrt{n} \Sigma^{-1/2} (\hat{\Sigma} - \Sigma) \Sigma^{-1/2}$, получаем

$$\begin{aligned} & \mathbb{E} e^{\lambda \|\Sigma^{1/2} H \Sigma^{1/2}\|_F^2 / 2} \mathbb{1} (\|\Sigma H \Sigma\|_F \leq \zeta) \\ & \leq 2 \mathbb{E} e^{\sqrt{\lambda} \text{Tr}(\Gamma^\top \Sigma^{1/2} H \Sigma^{1/2})} \mathbb{1} \left(\|\Sigma^{1/2} \Gamma \Sigma^{1/2}\|_F \leq \zeta \sqrt{\lambda} + \sqrt{2} \text{Tr}(\Sigma) \right) \\ & = 2 \mathbb{E} e^{n \phi(\sqrt{\lambda} \Sigma^{1/2} \Gamma \Sigma^{1/2} / \sqrt{n})} \mathbb{1} \left(\|\Sigma^{1/2} \Gamma \Sigma^{1/2}\|_F \leq \zeta \sqrt{\lambda} + \sqrt{2} \text{Tr}(\Sigma) \right), \end{aligned}$$

где

$$\varphi(U) = \log \mathbb{E} \exp \{ \xi^\top U \xi \}, \quad \xi = \Sigma^{-1/2} \mathbf{X}$$

Лемма

Пусть распределение $\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_n$ удовлетворяет (1). Тогда

$$\begin{aligned} |\langle \nabla^3 \varphi(\mathbf{O}), U^{\otimes 3} \rangle| &\leq (8\omega)^3 \|U\|_F^3, \\ |\langle \nabla^4 \varphi(\mathbf{V}), U^{\otimes 4} \rangle| &\leq (8\omega)^4 \|U\|_F^4 \quad \text{для всех } \|V\|_F \leq 1/(6\omega) \end{aligned}$$

Благодаря лемме можем оценить вероятности больших отклонений:

$$\begin{aligned} \mathbb{P} \left(\|\Sigma^{1/2} H \Sigma^{1/2}\|_F \geq \zeta \right) &= \sum_{k=1}^{\infty} \mathbb{P} \left(e^{k-1} \zeta \leq \|\Sigma^{1/2} H \Sigma^{1/2}\|_F < e^k \zeta \right) \\ &\leq \sum_{k=1}^{\infty} \mathbb{P} \left(\|\Sigma^{1/2} H \Sigma^{1/2}\|_F \geq e^{k-1} \zeta \text{ и } \|\Sigma H \Sigma\|_F \leq e^k \zeta \|\Sigma\| \right) \\ &\leq 2 \sum_{k=1}^{\infty} e^{-\lambda e^{k-1} \zeta} \mathbb{E} e^{n \phi(\sqrt{\lambda} \Sigma^{1/2} \Gamma \Sigma^{1/2} / \sqrt{n})} \mathbb{1} \left(\|\Sigma^{1/2} \Gamma \Sigma^{1/2}\|_F \leq e^k \zeta \sqrt{\lambda} + \sqrt{2} \text{Tr}(\Sigma) \right) \end{aligned}$$

- 1 Введение
- 2 Свойства выборочной ковариационной матрицы $\hat{\Sigma}$
- 3 Безразмерные оценки для структурированных матриц

Два способа преодоления проклятия размерности:

- сделать предположения о структуре ковариационной матрицы Σ ([Bickel and Levina, 2008a], [Cai et al., 2010], [Xiao and Wu, 2012], [Tsiligkaridis and Hero, 2013], [Fan et al., 2015] и др.)
- сделать дополнительные предположения о распределении $\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_n$ ([Adamczak, 2015], [Bunea and Xiao, 2015], [Koltchinskii and Lounici, 2017], [Han, 2022], [Zhivotovskiy, 2024])

Вопрос: можно ли совместить 2 способа преодоления проклятия размерности?

Структурное предположение – модель суммы произведений Кронекера

$$\Sigma = \Phi_1 \otimes \Psi_1 + \dots + \Phi_K \otimes \Psi_K, \quad (2)$$

где $\Phi_1, \Psi_1, \dots, \Phi_K, \Psi_K$ – симметричные положительно полуопределенные матрицы, $\Phi_j \in \mathbb{R}^{p \times p}$, $\Psi_j \in \mathbb{R}^{q \times q}$ для всех $j \in \{1, \dots, K\}$ и $pq = d$

Произведение Кронекера матриц $A \in \mathbb{R}^{p \times q}$ и $B \in \mathbb{R}^{r \times s}$:

$$A \otimes B = \begin{pmatrix} a_{11}B & \dots & a_{1q}B \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{p1}B & \dots & a_{pq}B \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^{pr \times qs}$$

Предположение о распределении \mathbf{X} : существует $\omega > 0$, такая что случайный вектор $\boldsymbol{\xi} = \Sigma^{-1/2}\mathbf{X}$ удовлетворяет неравенству

$$\ln \mathbb{E} \exp \left\{ \boldsymbol{\xi}^\top V (\Sigma^{-1/2} \boldsymbol{\xi}) - \text{Tr}(V) \right\} \leq \omega^2 \|V\|_F^2 \quad (3)$$

при всех $V \in \mathbb{R}^{d \times d}$ с нормой Фробениуса $\|V\|_F \leq 1/\omega$

Замечание. Условие эквивалентно

$$\|\boldsymbol{\xi}^\top V \boldsymbol{\xi} - \text{Tr}(V)\|_{\psi_1} \leq \omega' \|V\|_F \quad \text{для всех } V \in \mathbb{R}^{d \times d}$$

Переформировка – стандартный способ работы с произведениями Кронекера

Определение: оператор переформировки

Пусть M – матрица размера $p^2 \times p^2$ с блочной структурой

$$M = \begin{pmatrix} M(1,1) & \dots & M(1,p) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ M(p,1) & \dots & M(p,p) \end{pmatrix}, \quad \text{где } M(i,j) \in \mathbb{R}^{q \times q} \text{ для всех } i, j \in \{1, \dots, p\}.$$

Оператор переформировки $\mathcal{R} : \mathbb{R}^{p^2 \times p^2} \rightarrow \mathbb{R}^{p^2 \times q^2}$ определен следующим образом: $((j-1)p + i)$ -ая строка $\mathcal{R}(M)$ равна $\text{vec}(M(i,j))^T$

Здесь и далее **vec** – оператор, соединяющий столбцы матрицы в один вектор

Свойства оператора перестроения \mathcal{R} :

- \mathcal{R} – линейный оператор
- \mathcal{R} задает изометрию между $(\mathbb{R}^{pq \times pq}, \|\cdot\|_F)$ и $(\mathbb{R}^{p^2 \times q^2}, \|\cdot\|_F)$
- существует обратный оператор \mathcal{R}^{-1}
- если $M = A \otimes B$, где $A \in \mathbb{R}^{p \times p}$ и $B \in \mathbb{R}^{q \times q}$, то $\mathcal{R}(M) = \text{vec}(A)\text{vec}(B)^\top$.

Следствия:

- $\mathcal{R}(\Sigma)$ – матрица малого ранга
- для любой оценки $\tilde{\Sigma}$ выполнено равенство $\|\tilde{\Sigma} - \Sigma\|_F = \|\mathcal{R}(\tilde{\Sigma}) - \mathcal{R}(\Sigma)\|_F$

Ранговая пенализация [Masak et al., 2022]:

$$\check{\Sigma} = \mathcal{R}^{-1}(\check{R}), \quad \text{где} \quad \check{R} \in \operatorname{argmin}_{R \in \mathbb{R}^{p^2 \times q^2}} \left\{ \left\| R - \mathcal{R}(\hat{\Sigma}) \right\|_F^2 + \lambda \operatorname{rank}(R) \right\}, \quad \hat{\Sigma} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^\top$$

Пенализация ядерной нормой [Tsiligkaridis and Hero, 2013]:

$$\tilde{\Sigma} = \mathcal{R}^{-1}(\tilde{R}), \quad \text{где} \quad \tilde{R} \in \operatorname{argmin}_{R \in \mathbb{R}^{p^2 \times q^2}} \left\{ \left\| R - \mathcal{R}(\hat{\Sigma}) \right\|_F^2 + \lambda \|R\|_* \right\}, \quad \hat{\Sigma} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^\top \quad (4)$$

Замечание: обе оценки \check{R} и \tilde{R} имеют явный вид и могут быть выражены через сингулярные числа и векторы матрицы $\mathcal{R}(\hat{\Sigma})$

[Tsiligkaridis and Hero, 2013]: если $\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_n \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \Sigma)$ и Σ представима в виде суммы K произведений Кронекера (2), то неравенство

$$\|\tilde{\Sigma} - \Sigma\|_F^2 \lesssim \frac{K(p^2 + q^2 + \ln(1/\delta))}{n} \vee \frac{K(p^2 + q^2 + \ln(1/\delta))^2}{n^2}$$

выполнено с вероятностью не менее $1 - \delta$

Теоретическая верхняя оценка на $\|\check{\Sigma} - \Sigma\|_F^2$ из работы [Masak et al., 2022] асимптотическая и не дает улучшений по сравнению с неструктурированным случаем

Вопрос: можно ли доказать аналогичную безразмерную оценку?

Теорема: (П., Рахуба, 2024)

Предположим, что центрированный случайный вектор \mathbf{X} удовлетворяет предположению (1) и что ковариационная матрица Σ представима в виде суммы K произведений Кронекера (2). Зафиксируем $\delta \in (0, 1)$, для которого выполнено

$$\frac{1}{2n} \left(\max_{1 \leq j \leq K} r(\Phi_j)^2 + \max_{1 \leq j \leq K} r(\Psi_j)^2 \right) + \frac{\ln(4/\delta)}{n} \leq 1$$

и выберем произвольное $\lambda \in \mathbb{R}$, такое что

$$\lambda \geq 2\omega \left(\sum_{j=1}^K \|\Phi_j\| \|\Psi_j\| \right) \sqrt{\frac{13}{2n} \left(\max_{1 \leq j \leq K} r(\Phi_j)^2 + \max_{1 \leq j \leq K} r(\Psi_j)^2 \right) + \frac{13 \ln(4/\delta)}{n}}$$

Тогда, с вероятностью не менее $(1 - \delta)$, оценка $\tilde{\Sigma}$, определенная в (4), удовлетворяет неравенству

$$\left\| \tilde{\Sigma} - \Sigma \right\|_F^2 < \frac{3\lambda^2 K}{2}$$

- При правильном выборе параметра $\lambda > 0$ получаем оценку

$$\left\| \tilde{\Sigma} - \Sigma \right\|_F^2 \lesssim \frac{K}{n} \left(\sum_{j=1}^K \|\Phi_j\| \|\Psi_j\| \right)^2 \left(\max_{1 \leq j \leq K} r(\Phi_j)^2 + \max_{1 \leq j \leq K} r(\Psi_j)^2 + \ln(1/\delta) \right)$$

- Безразмерная оценка согласуется с верхней оценкой [Tsiligkaridis and Hero, 2013]
- Скорость сходимости заметно быстрее по сравнению с неструктурированным случаем: вместо

$$\text{Tr}(\Sigma)^2 = \left(\sum_{j=1}^K \|\Phi_j\| \|\Psi_j\| r(\Phi_j) r(\Psi_j) \right)^2 \quad (\text{см., например, [Bunea and Xiao, 2015]})$$

имеем

$$K \left(\sum_{j=1}^K \|\Phi_j\| \|\Psi_j\| \right)^2 \left(\max_{1 \leq j \leq K} r(\Phi_j)^2 + \max_{1 \leq j \leq K} r(\Psi_j)^2 \right)$$

Теорема: [Tsiligkaridis and Hero, 2013, Theorem 2]

Если $\lambda \geq 2\|\mathcal{R}(\hat{\Sigma} - \Sigma)\|$, то

$$\begin{aligned} \|\tilde{R} - \mathcal{R}(\Sigma)\|_F^2 &\leq \inf_R \left\{ \|R - \mathcal{R}(\Sigma)\|_F^2 + \frac{(1 + \sqrt{2})^2}{4} \lambda^2 \text{rank}(R) \right\} \\ &\leq \frac{(1 + \sqrt{2})^2}{4} \lambda^2 K. \end{aligned}$$

Для доказательства безразмерной верхней оценки достаточно ограничить операторную норму $\mathcal{R}(\hat{\Sigma} - \Sigma)$

С помощью несложных алгебраических преобразований $\|\mathcal{R}(\hat{\Sigma} - \Sigma)\|$ можно представить в виде супремума эмпирического процесса

Лемма

Пусть случайные матрицы $\mathbb{X}, \mathbb{X}_1, \dots, \mathbb{X}_n$ размера $(q \times p)$ таковы, что $\text{vec}(\mathbb{X}) = \mathbf{X}$ и $\text{vec}(\mathbb{X}_i) = \mathbf{X}_i$ для всех $i \in \{1, \dots, n\}$. Тогда

$$\|\mathcal{R}(\hat{\Sigma} - \Sigma)\| = \sup_{\substack{U \in \mathbb{R}^{p \times p}, V \in \mathbb{R}^{q \times q} \\ \|U\|_F = \|V\|_F = 1}} \left\{ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \text{Tr}(\mathbb{X}_i^\top V^\top \mathbb{X}_i U) - \mathbb{E} \text{Tr}(\mathbb{X}^\top V^\top \mathbb{X} U) \right\}$$

Лемма: PAC-байесовское вариационное неравенство

Пусть $\mathbf{X}, \mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_n$ – н. о. р. случайные элементы на измеримом пространстве \mathcal{X} . Пусть Θ – пространство параметров с заданной на нем (априорным) распределением μ . Пусть $f : \mathcal{X} \times \Theta \rightarrow \mathbb{R}$. Тогда с вероятностью не менее $1 - \delta$ неравенство

$$\mathbb{E}_{\theta \sim \rho} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(\mathbf{X}_i, \theta) \leq \mathbb{E}_{\theta \sim \rho} \ln \mathbb{E}_{\mathbf{X}} e^{f(\mathbf{X}, \theta)} + \frac{\mathcal{KL}(\rho, \mu) + \ln(1/\delta)}{n}$$

выполнено одновременно для всех $\rho \ll \mu$.

$$\left\| \mathcal{R}(\hat{\Sigma} - \Sigma) \right\| = \sup_{\substack{U \in \mathbb{R}^{p \times p}, V \in \mathbb{R}^{q \times q} \\ \|U\|_F = \|V\|_F = 1}} \left\{ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \text{Tr}(\mathbb{X}_i^\top V^\top \mathbb{X}_i U) - \mathbb{E} \text{Tr}(\mathbb{X}^\top V^\top \mathbb{X} U) \right\}$$

Основная идея – рассмотреть U и V как математические ожидания усеченной гауссовской меры

$$\rho_{U,V}(X, Y) \propto \mu(X - U, Y - V) \mathbb{1}[(X, Y) \in \Upsilon_{U,V}],$$

где $\Upsilon_{U,V}$ – центрально симметричное относительно (U, V) множество,

$$\mu(X, Y) = \frac{\alpha^{p^2/2} \beta^{q^2/2}}{(2\pi)^{p^2/2 + q^2/2}} \exp \left\{ -\frac{\alpha}{2} \|X\|_F^2 - \frac{\beta}{2} \|Y\|_F^2 \right\}, \quad X \in \mathbb{R}^{p \times p}, Y \in \mathbb{R}^{q \times q},$$

$$\alpha = \max_{1 \leq j \leq K} \mathbf{r}(\Phi_j)^2, \quad \beta = \max_{1 \leq j \leq K} \mathbf{r}(\Psi_j)^2$$

Зафиксируем $\nu > 0$

Согласно вариационному PAC-байесовскому неравенству,

$$\begin{aligned} & \sup_{\substack{U \in \mathbb{R}^{p \times p}, V \in \mathbb{R}^{q \times q} \\ \|U\|_F = \|V\|_F = 1}} \left\{ \frac{\nu}{n} \sum_{i=1}^n \text{Tr}(\mathbb{X}_i^\top V^\top \mathbb{X}_i U) - \nu \mathbb{E}_{\mathbb{X}} \text{Tr}(\mathbb{X}^\top V^\top \mathbb{X} U) \right\} \\ & \leq \sup_{\substack{U \in \mathbb{R}^{p \times p}, V \in \mathbb{R}^{q \times q} \\ \|U\|_F = \|V\|_F = 1}} \left\{ \mathbb{E}_{(P, Q) \sim \rho_{U, V}} \ln \left[\mathbb{E}_{\mathbb{X}} \exp \left\{ \nu \text{Tr}(\mathbb{X}^\top Q^\top \mathbb{X} P) - \nu \mathbb{E}_{\mathbb{X}} \text{Tr}(\mathbb{X}^\top Q^\top \mathbb{X} P) \right\} \right] \right. \\ & \quad \left. + \frac{\mathcal{KL}(\rho_{U, V}, \mu) + \ln(1/\delta)}{n} \right\} \end{aligned}$$

с вероятностью не менее $(1 - \delta)$

В условиях Теоремы, выполнено

$$\mathbb{E}_{(P,Q) \sim \rho_{U,V}} \ln \mathbb{E}_{\mathbb{X}} \exp \left\{ \nu \text{Tr} (\mathbb{X}^\top Q^\top \mathbb{X} P) - \nu \mathbb{E}_{\mathbb{X}} \text{Tr} (\mathbb{X}^\top Q^\top \mathbb{X} P) \right\} \leq 13\omega^2 \nu^2 \left(\sum_{j=1}^K \|\Phi_j\| \|\Psi_j\| \right)^2$$

для всех ν , удовлетворяющих неравенству

$$13\omega^2 \nu^2 \left(\sum_{j=1}^K \|\Phi_j\| \|\Psi_j\| \right)^2 \leq 1$$

Кроме того,

$$\mathcal{KL}(\rho_{U,V}, \mu) \leq 2 \ln 2 + \frac{1}{2} \left(\max_{1 \leq j \leq K} r(\Phi_j)^2 + \max_{1 \leq j \leq K} r(\Psi_j)^2 \right) \quad \text{для всех } \|U\|_F = \|V\|_F = 1$$

[Adamczak, 2015] Adamczak, R. (2015).

A note on the Hanson-Wright inequality for random vectors with dependencies.

Electronic Communications in Probability, 20:1–13.

[Adamczak et al., 2010] Adamczak, R., Litvak, A. E., Pajor, A., and Tomczak-Jaegermann, N. (2010).

Quantitative estimates of the convergence of the empirical covariance matrix in log-concave ensembles.

Journal of the American Mathematical Society, 23(2):535–561.

[Adamczak et al., 2011] Adamczak, R., Litvak, A. E., Pajor, A., and Tomczak-Jaegermann, N. (2011).

Sharp bounds on the rate of convergence of the empirical covariance matrix.

Comptes Rendus Mathématique. Académie des Sciences. Paris, 349(3-4):195–200.

[Bickel and Levina, 2008a] Bickel, P. J. and Levina, E. (2008a).

Covariance regularization by thresholding.

The Annals of Statistics, 36(6):2577–2604.

[Bickel and Levina, 2008b] Bickel, P. J. and Levina, E. (2008b).

Regularized estimation of large covariance matrices.

The Annals of Statistics, 36(1):199–227.

[Bourgain, 1999] Bourgain, J. (1999).

Random points in isotropic convex sets.

In *Convex geometric analysis (Berkeley, CA, 1996)*, volume 34 of *Mathematical Sciences Research Institute Publications*, pages 53–58. Cambridge University Press, Cambridge.

[Bunea and Xiao, 2015] Bunea, F. and Xiao, L. (2015).

On the sample covariance matrix estimator of reduced effective rank population matrices, with applications to fPCA.

Bernoulli, 21(2):1200–1230.

[Cai et al., 2013] Cai, T. T., Ren, Z., and Zhou, H. H. (2013).

Optimal rates of convergence for estimating Toeplitz covariance matrices.

Probability Theory and Related Fields, 156(1-2):101–143.

[Cai et al., 2010] Cai, T. T., Zhang, C.-H., and Zhou, H. H. (2010).

Optimal rates of convergence for covariance matrix estimation.

The Annals of Statistics, 38(4):2118–2144.

[Cai and Zhou, 2012] Cai, T. T. and Zhou, H. H. (2012).

Optimal rates of convergence for sparse covariance matrix estimation.

The Annals of Statistics, 40(5):2389–2420.

[Fan et al., 2015] Fan, J., Rigollet, P., and Wang, W. (2015).

Estimation of functionals of sparse covariance matrices.

The Annals of Statistics, 43(6):2706–2737.

[Giannopoulos et al., 2005] Giannopoulos, A., Hartzoulaki, M., and Tsolomitis, A. (2005).

Random points in isotropic unconditional convex bodies.

Journal of the London Mathematical Society, 72(3):779–798.

[Han, 2022] Han, Q. (2022).

Exact spectral norm error of sample covariance.

Preprint, arXiv:2207.13594.

[Hanson and Wright, 1971] Hanson, D. L. and Wright, F. T. (1971).

A Bound on Tail Probabilities for Quadratic Forms in Independent Random Variables.

The Annals of Mathematical Statistics, 42(3):1079–1083.

[Kannan et al., 1997] Kannan, R., Lovász, L., and Simonovits, M. (1997).

Random walks and an $O^*(N^5)$ volume algorithm for convex bodies.

Random Structures & Algorithms, 11(1):1–50.

- [Koltchinskii and Lounici, 2017] Koltchinskii, V. and Lounici, K. (2017).
Concentration inequalities and moment bounds for sample covariance operators.
Bernoulli, 23(1):110–133.
- [Leng and Pan, 2018] Leng, C. and Pan, G. (2018).
Covariance estimation via sparse Kronecker structures.
Bernoulli, 24(4B):3833–3863.
- [Masak et al., 2022] Masak, T., Sarkar, S., and Panaretos, V. M. (2022).
Separable expansions for covariance estimation via the partial inner product.
Biometrika, 110:225–247.
- [Paouris, 2006] Paouris, G. (2006).
Concentration of mass on convex bodies.
Geometric and Functional Analysis, 16(5):1021–1049.

[Rudelson, 1999] Rudelson, M. (1999).

Random vectors in the isotropic position.

Journal of Functional Analysis, 164(1):60–72.

[Tropp, 2012] Tropp, J. A. (2012).

User-friendly tail bounds for sums of random matrices.

Foundations of Computational Mathematics, 12(4):389–434.

[Tsiligkaridis and Hero, 2013] Tsiligkaridis, T. and Hero, A. O. (2013).

Covariance estimation in high dimensions via Kronecker product expansions.

IEEE Transactions on Signal Processing, 61(21):5347–5360.

[Vershynin, 2012] Vershynin, R. (2012).

Introduction to the non-asymptotic analysis of random matrices.

In *Compressed Sensing: Theory and Applications*, pages 210–268, Cambridge. Cambridge University Press.

[Xiao and Wu, 2012] Xiao, H. and Wu, W. B. (2012).

Covariance matrix estimation for stationary time series.

The Annals of Statistics, 40(1):466–493.

[Zhivotovskiy, 2024] Zhivotovskiy, N. (2024).

Dimension-free bounds for sums of independent matrices and simple tensors via the variational principle.

Electronic Journal of Probability, 29:1–28.

Подробности в наших публикациях:

N. Puchkin, M. Rakhuba

“Dimension-free Structured Covariance Estimation”

Proceedings of Thirty Seventh Conference on Learning Theory, PMLR 247:4276-4306, 2024

<https://proceedings.mlr.press/v247/puchkin24a.html>

N. Puchkin, F. Noskov, V. Spokoiny

**“Sharper dimension-free bounds on the Frobenius distance
between sample covariance and its expectation”**

Bernoulli (to appear), 2025+

<https://arxiv.org/abs/2308.14739>

Спасибо за внимание!