

1 习题解答

1 求半圆律 $\rho(x) = \frac{1}{2\pi}\sqrt{4-x^2}$, $x \in [-2, 2]$ 的 k 阶矩并验证其决定 $\rho(x)$ 。

Proof. (From 宋京倍的作业)

$$k = 2m + 1 \text{ 时, } E[x^k] = \int_{-2}^2 x^k \cdot \frac{1}{2\pi}\sqrt{4-x^2} dx = 0.$$

当 $k = 2m$ 时,

$$\begin{aligned} E[x^{2m}] &= \frac{1}{\pi} \int_0^2 x^{2m} \sqrt{4\pi^2} dx \\ &= \frac{1}{\pi} \int_0^{\frac{\pi}{2}} 2^{2m} \cdot \sin^{2m} x \cdot 2 \cos x \cdot 2 \cos x dx \\ &= \frac{1}{\pi} \cdot 4^{m+1} \int_0^{\frac{\pi}{2}} \sin^{2m} x \cos^2 x dx \\ &= \frac{1}{\pi} 4^{m+1} \cdot \frac{1}{2} B\left(\frac{2m+1}{2}, \frac{3}{2}\right) \\ &= \frac{1}{2\pi} 4^{m+1} \frac{\Gamma\left(\frac{2m+m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{3}{2}\right)}{\Gamma(m+2)} \\ &= \frac{1}{2\pi} 4^{m+1} \cdot \frac{1}{2^m} (2m-1)!! \cdot \frac{1}{2} \pi \cdot \frac{1}{(m+1)!} \\ &= \frac{1}{m+1} C_{2m}^m. \end{aligned} \tag{1}$$

从而

$$E[X^k] = \begin{cases} 0, & k = 2m + 1 \\ \frac{1}{m+1} C_{2m}^m, & k = 2m. \end{cases} \tag{2}$$

Riesz 条件:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{1}{k} (\gamma_{2k})^{\frac{1}{2k}}\right) &= \ln\left(\frac{1}{k} \left(\frac{1}{k+1} C_{2k}^k\right)^{\frac{1}{2k}}\right) \\ &= -\ln k - \frac{1}{2k} \ln(k+1) + \frac{1}{2k} \ln \frac{(2k)!}{k!k!}, \end{aligned} \tag{3}$$

由

$$\begin{aligned} \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\ln\left(\frac{(2k)!}{k!k!}\right)}{2k} &= \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\ln((2k+2)!) - \ln(2k)! + 2 \ln k! - 2 \ln(k+1)!}{2k+2-2k} \quad (\text{Stolz 定理}) \\ &= \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\ln(2k+2) + \ln(2k+1) - 2 \ln(k+1)}{2} = \ln 2, \end{aligned} \tag{4}$$

从而

$$\liminf_{k \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{k} (\gamma_{2k})^{\frac{1}{2k}}\right) = 0 < \infty. \tag{5}$$

满足 Riesz 条件, 从而矩序列决定了分布 $\rho(x)$. \square

2 序列 $\gamma_{2k+1} = 0, \gamma_{2k} = 1$ 是否对应随机变量矩序列?

Proof. 显然 $\{\gamma_k\}$ 满足 Riesz 条件, 我们尝试通过矩来计算特征函数。假设其为随机变量 X 的矩, 则:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(e^{itX}) &= \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{E}\left(\frac{(it)^n X^n}{n!}\right) \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(it)^n \gamma_n}{n!} \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(it)^{2n}}{(2n)!} \\ &= \frac{e^{it} + e^{-it}}{2}.\end{aligned}\tag{6}$$

为两点分布 $\mathbb{P}(X = 1) = \mathbb{P}(X = -1) = \frac{1}{2}$ 的特征函数。易验证 X 的矩满足题目条件。 \square

3 设 X_k 为独立同分布随机变量列, $E[X_1] = 0, \text{Var}(X_1) = 1, E[|X_1|^3] < \infty$, 试用 Linderberg 替换法证明

$$\left|P\left(\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=1}^n X_k \leq t\right) - \Phi(t)\right| = O(n^{-\frac{1}{8}}), \quad \forall t \in \mathbb{R}\tag{7}$$

Proof. (From 宋京倍的作业)

我们先证明 Lindeberg 替换定理:

定理 1.1 (Lindeberg 替换).

Lindeberg 替换定理证明. 令 Y_1, Y_2, \dots, Y_n 为服从正态分布 $N(0, 1)$ 的独立同随机变量, 设 X_k 为方差为 1 的独立同随机变量, 记 $Z_n = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=1}^n X_k$. 令

$$Z_{n,i} = \frac{1}{\sqrt{n}} (X_1 + \dots + X_i + Y_{i+1} + \dots + Y_n).\tag{8}$$

则

$$E\varphi(Z_n) - \varphi(Y) = - \sum_{i=0}^{n-1} E(\varphi(Z_{n,i}) - \varphi(Z_{n,i+1})),\tag{9}$$

其中

$$Z_{n,i} = S_{n,i} + \frac{Y_{i+1}}{\sqrt{n}}, \quad Z_{n,i+1} = S_{n,i} + \frac{X_{i+1}}{\sqrt{n}},\tag{10}$$

$$S_{n,i} = \frac{X_1 + \dots + X_i + Y_{i+1} + Y_n}{\sqrt{n}}.\tag{11}$$

对 φ 做泰勒展开,

$$\varphi(Z_{n,i}) = \varphi(S_{n,i}) + \varphi'(S_{n,i}) \frac{Y_{i+1}}{\sqrt{n}} + \frac{1}{2} \varphi''(S_{n,i}) \frac{Y_{i+1}^2}{n} + \frac{Y_{i+1}^3}{6n^{\frac{3}{2}}} \varphi'''(\xi).\tag{12}$$

同样对 $\varphi(Z_{n,i+1})$ 有泰勒展开:

$$\varphi(Z_{n,i}) = \varphi(S_{n,i}) + \varphi'(S_{n,i}) \frac{X_{i+1}}{\sqrt{n}} + \frac{1}{2} \varphi''(S_{n,i}) \frac{X_{i+1}^2}{n} + \frac{X_{i+1}^3}{6n^{\frac{3}{2}}} \varphi'''(\xi). \quad (13)$$

取期望, 由于 X 和 Y 的前二阶矩一致, $\varphi, \varphi', \varphi''$ 有一致上界

$$E[\varphi(Z_{n,i}) - \varphi(Z_{n,i+1})] = O\left(\frac{E[|X|^3] + E[|Y|^3]}{n^{\frac{3}{2}}} \sup_{x \in R} |\varphi'''(x)|\right). \quad (14)$$

求和得到

$$\sum_{i=0}^{n-1} E[\varphi(z_{n,1}) - \varphi(z_{n,i+1})] = O\left(n^{-\frac{1}{2}} E[|X|^3] \sup_{x \in R} |\varphi'''(x)|\right). \quad (15)$$

□

取 bump 函数

$$\varphi(t) = \begin{cases} 1, & t \in (-\infty, 0] \\ 0, & t \in [1, +\infty) \end{cases} \quad (16)$$

则 $\varphi_{\epsilon 1} = \varphi(\frac{t-x+\epsilon}{\epsilon}), \varphi_{\epsilon 2} = \varphi(\frac{t-x-\epsilon}{\epsilon})$ 满足:

$$\varphi_{\epsilon 1} \leq 1_{t \leq x} \leq \varphi_{\epsilon 2}, \quad |\varphi_{\epsilon i}'''| = O(\epsilon^{-3}) \quad (17)$$

从而对 $\varphi_{\epsilon i}$ 用 Lindeberg 替换

$$E[\varphi_{\epsilon i}(Z_n)] = E[\varphi_{\epsilon i}(Y)] + O\left(\frac{1}{\sqrt{n}} (E(|X^3|) \epsilon^{-3})\right) \quad (18)$$

$$\mathbb{P}(Z_n \leq x) \leq E[\varphi_{\epsilon 2}(Z_n)] \leq \Phi(x + \epsilon) + O(\epsilon^{-3} n^{-1/2}). \quad (19)$$

$$\mathbb{P}(Z_n \leq x) \geq E[\varphi_{\epsilon 1}(Z_n)] \geq \Phi(x - \epsilon) + O(\epsilon^{-3} n^{-1/2}). \quad (20)$$

从而

$$\mathbb{P}(Z_n \leq x) = \Phi(x) + O(\epsilon + \epsilon^{-3} n^{-1/2}) \quad (21)$$

取 $\epsilon = n^{-1/8}$ 即证。 □

2 矩方法与随机矩阵谱分布

如任意二阶矩存在的 i.i.d. 随机变量求和会收敛到正态分布这个高斯普适类, 人们发现很多概率对象会收敛到不同的普适类 (Universality class) 中, 对他们的研究占据了概率论的重要一环。比较著名的普适类有如下几种:

- 独立增量、中心极限定理 \Rightarrow Gaussian class
- 区域马氏性 + 共性不变 (统计物理对象) \Rightarrow SLE(Schramm-Loewner evolution)/CLE class

- KPZ 普适类 (随机环境的最后渗流、弱相互作用 SPDE 的解等等)
- 随机矩阵谱分布/特征值 (相互作用多体系统、无序系统等等)
- 等等等等...

我们这里关注的是随机矩阵的普适性 (整体谱、边界局部谱、内部局部谱)。对于一些特定类型的随机矩阵 (如每个变元都是高斯的), 我们有很多分析的工具, 比如高斯情形时我们甚至可以通过对矩阵的正交变换和换元将 N 阶矩阵的联合分布密度写出, 运用分析的工具去研究他们的渐近行为 (比如边界情形是 Airy 点过程和 Tracy-Widom 分布, 内部是 Sine kernel 所决定的过程等等)。而对于一般的随机矩阵, 我们一般使用的方法为矩方法, lindeberg 替换等等, 我们这里主要关心的就是矩方法;

矩方法的想法主要来自 $tr(X^k) = \sum_{i=1}^N \lambda_i^k$. 通过对 $tr(X^k)$ 行为的研究我们可以反过来得到 λ 的性质, 而 $tr(X^k)$ 的行为又可以归结到对图上路径的计数, 这种方式就搭起了研究随机矩阵谱行为这一分析问题-图上特定路径的组合计数这一组合问题的桥梁。

以课上提到的 Wigner 矩阵为例, 我们考虑 $\mathbb{E}tr(X^k)$ 和 $Var(tr(X^k))$ 对应的组合计数可以得到 $tr(X^k)$ 会 a.s. 收敛到作业题中的 γ_k , 再用各种保证矩唯一的定理说明只要这个随机矩阵的阶一直大下去, 他的整体的特征值分布会弱收敛到 Wigner 半圆律所对应的分布, 并不要求矩阵内每个随机变量有什么特别的性质。(这种也是概率论中常用的证明方法 i.e. 一类概率对象满足某一性质 + 紧性和极限的唯一性能说明极限存在且唯一)

证明 Wigner 半圆律只是矩方法在随机矩阵中最简单的运用, 其中我们只用考虑随机矩阵固定的矩, 如果我们关注随机矩阵一些更精细的性质, 比如最大的特征值到底多大 (a.s. 会趋向于 2), 或者他们特征值远离 Wigner 半圆律的波动等等, 我们会考虑 k 随着 N 一起增长时的组合计数等等, 比如说当我们 k 达到 $\log N$ 量级的时候我们能确定随机矩阵算子范数 (最大特征值) 的大小, 而进一步令 k 到达 $N^{2/3}$ 这个量级我们可以得到最大特征值的波动等等, 这样说明的特征值的性质都是普适的。

这种普适不仅仅是对 Wigner 矩阵, 我们相信对于具体问题的一些变种随机矩阵 (比如带状随机矩阵、多个随机矩阵乘积、随机图对应的随机矩阵等), 对应的谱的普适性依然是存在的, 但这种普适性存在的背后原因为何, 还是一个略带神秘的问题。

3 Wishart 矩阵

Wishart 矩阵实际上也是样本协方差矩阵, 具体来说他如下定义:

定义 3.1. 定义 X_n 为 $n \times p(n)$ 阶矩阵, 满足 X_{ij} 为 *i.i.d.* 随机变量, $E(X_{ij}) = 0$, $E(X_{ij}^2) = 1$, $E(|X_{ij}|^k) < \infty$ 对 $k \geq 3$. 定义

$$S_n = \frac{1}{n} X X^T \in \mathbb{R}^{n \times n}. \quad (22)$$

令

$$\lambda_1 \leq \lambda_2 \leq \dots \leq \lambda_n$$

为 S_n 的特征值，我们定义他的谱测度为

$$\mu_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \delta_{\lambda_i}. \quad (23)$$

则我们有它的经验谱测度收敛到 Marchenko-Pastur law.

定理 3.1. S_n, μ_n 如上定义，设 $p/n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \alpha \geq 1$. 则我们有

$$\mu_n(\cdot, \omega) \Rightarrow \mu \text{ a.s.} \quad (24)$$

其中， \Rightarrow 指弱收敛， μ 如下给出：

$$\frac{d\mu}{dx} = \frac{1}{2\pi x} \sqrt{(\lambda_+ - x)(x - \lambda_-)} 1_{\lambda_- \leq x \leq \lambda_+} \quad (25)$$

并且

$$\lambda_+ = (1 + \sqrt{\alpha})^2, \lambda_- = (1 - \sqrt{\alpha})^2. \quad (26)$$

注 3.1. 如果 $\alpha = 1$ ，那么

$$\frac{d\mu}{dx} = \frac{1}{2\pi x} \sqrt{(4-x)x} 1_{0 \leq x \leq 4}. \quad (27)$$

可以验证这个半圆律下 x^2 的密度。

我们这里只计算 $\frac{1}{p} \mathbb{E} \text{tr}((\frac{S_n}{p})^k)$ 的极限。

类似于 Wigner 矩阵情况，我们考虑 S_n^k 对应的组合计数。

$$\frac{1}{n^{k+1}} \mathbb{E} \text{tr} S_n^k = \frac{1}{n^{k+1}} \sum_{\substack{i_1, \dots, i_k \\ j_1, \dots, j_k}} \mathbb{E} X_n(i_1, j_1) X_n(i_2, j_1) \dots X_n(i_k, j_k) X_n(i_1, j_k) \quad (28)$$

其中 $i \in [1, 2, \dots, n], j \in [1, 2, \dots, p]$. 我们可以把 $\{(i_1, j_1), (i_2, j_1), (i_2, j_2), \dots, (i_k, j_k), (i_1, j_k)\}$ 对应到 $[1, 2, \dots, n] \cup [1, 2, \dots, p]$ 这个二部图上的随机游走，每个 (i, j) 对表示他那一步走的边。

由于 $X_n(i, j)$ 独立，所以上面和式只有每个元素出现两次以上的才会有贡献。我们只需要考虑每条边都走两次以上的随机游走。设 n_i 和 n_j 分别为 i 序列和 j 序列中不同的 i, j 个数，则由于不重复的边之多 $2k/2$ 条，则所有顶点个数 $n_i + n_j \leq k+1$ 。

如果顶点个数 $< k$ ，在给定哪些 i 和 j 是同样的之后（或者说随机游走的形状给定后），那么顶点的选择方式是 $O(n^k)$ 种，这种随机游走的形状又被 k 所控制，所以考虑到和式前面的 $\frac{1}{n^{k+1}}$ ，我们只需要考虑 $n_i + n_j = k+1$ 的随机游走，这时他是二部图上的树。

我们要计算这种序列的个数，同时需要注意 j 序列中点在 $[1, 2, \dots, p]$ 中选择，约为 $[1, 2, \dots, n]$ 的 α 倍，所以除掉 n^{k+1} 后，要对这样的序列附上 α^{n_j} 的权重。

我们可以写出他的递推关系。设 β_k 为长度为为 $2k$ 的带权序列的个数，即

$$\beta_k = \sum_{\text{type sequences of length } 2k} \alpha^{n_j}, \quad (29)$$

我们假设 $2j$ 为首次回到出发点的时候, 那么前 $2j$ 这一段为中间不返回初始点每条边且经过两次的序列, 后 $2k - 2j$ 段为从 $[1, 2, \dots, n]$ 出发的每条边经过两次的序列。

前 $2j$ 步去掉第 1 和 $2j$ 步建立了到长为 $2j - 2$ 这样序列的双射。我们记从 $[1, 2, \dots, p]$ 出发长为 $2k$ 每条边经过两次这种带权序列和为 γ_k , 则:

$$\beta_k = \sum_{j=1}^k \gamma_{j-1} \beta_{k-j}. \quad (30)$$

类似地可以得到 γ_k 的递推关系。

$$\gamma_k = \sum_{j=1}^k \beta_{j-1} \gamma_{k-j}. \quad (31)$$

则对于 $k \geq 1$ 我们都有 $\gamma_k = \beta_k$, 当 $k = 0$ 时我们可以看成是只有初始点长度为 0 的序列, 所以 $\gamma_0 = \alpha, \beta_0 = 1$. 从而可以写出 β_k 的递推关系:

$$\beta_k = (\alpha - 1)\beta_{k-1} + \sum_{j=1}^k \beta_{k-j} \beta_{j-1}. \quad (32)$$

计算这个递推关系即可。要验证这样得到的 β_k 确实有

$$\beta_k = \int x^k d\mu, \quad (33)$$

我们可以考虑 β_k 的生成函数 $\hat{\beta}(z) = \sum_{k=0}^{\infty} \beta_k z^k$. 则其满足

$$\hat{\beta}(z) = 1 + z\hat{\beta}(z) + (\alpha - 1)z\hat{\beta}(z). \quad (34)$$

考虑积分

$$\begin{aligned} s(z) &= \sum_{k=0}^{\infty} \int x^k z^k d\mu(x) \\ &= \int \frac{1}{1 - xz} d\mu(x). \end{aligned} \quad (35)$$

验证 $s(z)$ 和 $\hat{\beta}(z)$ 满足同样的关系即可。

References

- [1] Adina Roxana Feier, [Methods of Proof in Random Matrix Theory](#), 学士毕业论文 (2012).