解析学特論 II 講義ノート

定義 0.1 (Random Matrix)

ランダム行列 $X = (x_{ij})_{i,j=1}^n$ とは、各成分 x_{ij} が確率変数であるような行列のことである。

1 Gaussian Unitary Ensemble

V は \mathbb{R} 上の有限次元ベクトル空間であり、各要素は $r \in \mathbb{R}$ として N(0,r) に従う実数確率変数であるとする。ただし、r=0 の場合も確率変数 0 とみなして許容する。

例 $g_1,\ldots,g_d\stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} \mathcal{N}(0,1)$ としたとき, $V=\{\sum_{i=1}^d \lambda_i g_i \mid (\lambda_1,\ldots,\lambda_d) \in \mathbb{R}^d\}$ は gaussian space. 実際,すべての gaussian space はこのように表現できる.

1.1 Wick's Theorem

 $g_1, \ldots, g_n \in V$ を考え、 $E[g_1 \cdots g_n]$ の値がどうなるかを考えたい。 $E[g_1 \cdots g_n]$ が有限であることは Hölder の不等式から導ける。また、n が奇数の場合にこの値が 0 となることは容易にわかる。

定義 1.1 (pair partition $\mathcal{P}_2(n)$)

- (1) $n \in N$ に対して $[n] = \{1, ..., n\}$ と表記する.
- (2) [n] の pairing π とは、[n] を被りのないように 2 つずつ選んだ数のペアに分割することである.すなわち、 $\pi = \{V_1, \ldots, V_k\}$ は $i, j = 1, \ldots, k$ (ただし $i \neq j$)に対して
 - $V_i \subset [n]$
 - $|V_i| = 2$
 - $V_i \cap V_j = \emptyset$
 - $\bigcup_{i=1}^k V_i = [n]$

をみたす. なお, 必然的に k = n/2 となる.

(3) [n] \mathcal{O} pair partition $\mathcal{P}_2(n)$ $\downarrow \sharp$

$$\mathcal{P}_2(n) = \{\pi \mid \pi \text{ is pairing of } [n] \}$$

で定義される.

命題 1.2

#
$$\mathcal{P}_2(n) = \begin{cases} 0 & (n \text{は奇数}) \\ (n-1)!! & (n \text{は偶数}) \end{cases}$$

証明 $\mathcal{P}_2(n)$ のうちで、まず 1 とのペアを考えると、その選び方は n-1 通りある。このペアを取り除くと、

pairing を作る数は n-2 個残っている. したがって # $\mathcal{P}_2(n) = (n-1) \cdot \#\mathcal{P}_2(n-2)$ が成り立つ. また, # $\mathcal{P}_2(1) = 0$, # $\mathcal{P}_2(2) = 1$ であることと合わせれば, 証明は終了する.

例 $\mathcal{P}_2(2) = \{\{\{1,2\}\}\}, \ \mathcal{P}_2(4) = \{\{\{1,2\},\{3,4\}\},\{\{1,3\},\{2,4\}\},\{\{1,4\},\{2,3\}\}\}.$

定義 1.3 $E_{\pi}[X_1,\ldots,X_n] = \prod_{(i,j)\in\pi} E[X_iX_j]$

例

$$E[X_1X_2X_3X_4] = E_{\{\{1,2\},\{3,4\}\}}[X_1,X_2,X_3,X_4] + E_{\{\{1,3\},\{2,4\}\}}[X_1,X_2,X_3,X_4] + E_{\{\{1,4\},\{2,3\}\}}[X_1,X_2,X_3,X_4]$$

$$= E[X_1X_2]E[X_3X_4] + E[X_1X_3]E[X_2X_4] + E[X_1X_4]E[X_2X_3]$$

補題 1.4 V を \mathbb{R} 上のベクトル空間として,n 重線形対称関数 $\varphi: V^n \to \mathbb{R}$ を考える.このとき, $\varphi(x, \cdots, x) = \phi(x)$ とおくと

$$\varphi(x_1,\ldots,x_n) = \frac{1}{n!} \sum_{k=1}^n \sum_{1 \le j_1 < \cdots < j_k \le n} (-1)^{n-k} \phi(x_{j_1} + \cdots + x_{j_k})$$

が成り立つ.

注意 上の補題において対称とは、 $\sigma \in S_n$ に対して $\varphi(x_1,\ldots,x_n) = \varphi(x_{\sigma(1)},\ldots,x_{\sigma(n)})$ が成り立つことである.

注意 この等式は、偏極恒等式の一般化である。n=2の場合は偏極恒等式

$$\varphi(x,y) = \frac{1}{2}(\phi(x+y) - \phi(x) - \phi(y)) = \frac{1}{4}(\phi(x+y) - \phi(x-y))$$

となる.

証明

$$\sum_{k=1}^{n} \sum_{1 \le j_1 < \dots < j_k \le n} (-1)^k \phi(x_{j_1} + \dots + x_{j_k}) = \sum_{A \subset [n]} (-1)^{|A|} \phi\left(\sum_{a \in A} x_a\right)$$

$$= \sum_{A \subset [n]} (-1)^{|A|} \sum_{f:[n] \to A} \varphi(x_{f(1)}, \dots, x_{f(n)})$$

$$= \sum_{f:[n] \to [n]} \varphi(x_{f(1)}, \dots, x_{f(n)}) \sum_{\mathrm{Im} f \subset A \subset [n]} (-1)^{|A|}$$

$$= \sum_{f \in S_n} \varphi(x_{f(1)}, \dots, x_{f(n)}) (-1)^n$$

$$= (-1)^n n! \varphi(x_1, \dots, x_n)$$

となることから従う. ただし, $\text{Im} f \neq [n]$ のときは

$$\sum_{\text{Im} f \subset A \subset [n]} (-1)^{|A|} = \sum_{j=0}^{n-|\text{Im} f|} (-1)^j{}_{n-|\text{Im} f|} C_j$$
$$= (1+(-1))^{n-|\text{Im} f|}$$
$$= 0$$

となることを利用した.

補題 1.5 n 重線形対称関数 $\phi: V^n \to \mathbb{R}$ に対して,任意の $x_1, \ldots, x_n \in V$ に対して $\varphi(x_1, \ldots, x_n) = 0$ が成り立つことと,任意の $x \in V$ に対して $\varphi(x_1, \ldots, x_n) = \phi(x) = 0$ が成り立つことは同値.

証明 十分性は容易. 必要性は先の補題において右辺に現れる各 $\phi(x_{j_1} + \cdots + x_{j_k}) = 0$ となるときを考えることになるため, $\varphi(x_1, \ldots, x_n) = 0$ が成り立つ.

定理 1.6 (Wick's Theorem)

 $g_1, \ldots, g_n \in V$ に対して、以下が成り立つ:

$$E[g_1 \cdots g_n] = \sum_{\pi \in \mathcal{P}_2(n)} E_{\pi}[g_1, \dots, g_n]$$

証明 まずは $g_1 = \cdots = g_n = g \in V$ のときに成り立つことを示す。いま,V の仮定から E[g] = 0 である。さらに, $E[g^2] = 1$ と置いても一般性は失われない(以下の議論で g を $g/E[g^2]$ に置き換えればよい)。左辺は

$$E[g_1 \cdots g_n] = E[g^n]$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} x^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

$$= (n-1) \int_{-\infty}^{\infty} x^{n-2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

$$= \cdots$$

$$= (n-1)!!$$

であり, 右辺は

$$\sum_{\pi \in \mathcal{P}_2(n)} E_{\pi}[g, \cdots, g] = (n-1)!! E[g^2]^{\frac{n}{2}}$$
$$= (n-1)!!$$

となることから成り立つ. いま、補題において $\varphi(g_1,\ldots,g_n)=E[g_1\cdots g_n]-\sum_{\pi\in\mathcal{P}_2(n)}E_{\pi}[g_1,\ldots,g_n]$ と置けば、 $\varphi(g,\ldots,g)=0$ は確認したので $\varphi(g_1,\ldots,g_n)=0$ も成り立つ. よって示された.

1.2 Gaussian Unitary Ensemble and Wiegner's Theorem

定義 1.7 (Gaussian Unitary Ensemble)

Gaussian Unitary Ensemble とは,行列 $H=(h_{ij})_{i,j=1}^n$ であって,すべての $i,j=1,\ldots,n$ に対して $h_{ij}=\overline{h}_{ji}$ を満たし, $\{h_{ij}\mid i\geq j\}$ は独立同分布で $\mathcal{N}(0,1/n)$ に従うようなもののことである.H のガウス測度(すなわち,H のすべての要素の同時分布)は

$$d\mu(H) = \frac{1}{Z}e^{-\frac{n}{2}\operatorname{tr}H^2}dH$$

となる. ただし $Z = 2^{\frac{n}{2}} \pi^{\frac{1}{2}n^2}$, $dH = \prod_{i \ge j} dh_{ij}$.

例 ランダム行列 X は $\mathrm{GUE}(n)$ であるとする。このとき, $E[X_{ij}X_{kl}]=\delta_{il}\delta_{jk}/n$ が成り立つ。また,Wick の定理より $E[X_{i,j_1}\cdots X_{i_kj_k}]=\sum_{\pi\in\mathcal{P}_2(k)}n^{-k/2}\delta_{\pi_{ij}}$.

定義 1.8 (互換の数)

k 次の対称群の元 $\sigma \in S_k$ に対して $|\sigma|$ を互換の数として定める.

定義 1.9 (サイクルの数)

k 次の対称群の元 $\sigma \in S_k$ に対して $\#(\sigma)$ を、巡回置換の積に分解したときのサイクルの数として定める ($|\sigma|$ とは異なることに注意).

命題 1.10

- (1) $\sigma, \tau \in S_k$ に対して、対応 $(\sigma, \tau) \mapsto |\sigma \tau^{-1}|$ を考えると、これは S_k の距離となる。すなわち、この対応を d で表すと以下の 3 つが成り立つ:
 - $d(\sigma, \tau) = 0 \leftrightarrow \tau = \sigma$
 - $d(\sigma_1, \sigma_2) + d(\sigma_2, \sigma_3) \ge d(\sigma_1, \sigma_3)$
 - $d(\sigma_1, \sigma_2) = d(\sigma_2, \sigma_1)$
- (2) $\sigma \in S_k$ について、 $|\sigma| + \#(\sigma) = k$ が成り立つ.
- **例** 以下のいずれの場合でも $|\sigma| + \#(\sigma) = k$ が成立していることが確認できる.
 - $\sigma = e \in S_k$ を考えると、 $|\sigma| = 0$. $\sigma = (1)(2) \cdots (k)$ より #(e) = k.
 - $\sigma = (12) \in S_k$ を考えると、 $|\sigma| = 1$ 、 $\sigma = (12)(3) \cdots (k)$ より # $(\sigma) = k 1$.
 - $\sigma = (12 \cdots k) \in S_k$ を考えると, $|\sigma| = |(12) \cdots (k-1k)| = k-1$. $\#(\sigma) = 1$.

定義 1.11 (normalized trace)

n 次元正方行列 X に対して $trX = \frac{1}{n} TrX$ と定める.

定理 1.12 X を GUE(n) とする。このとき, $\gamma = (12 \cdots k) \in S_k$ として以下が成り立つ:

$$E[\operatorname{tr} X^k] = \sum_{\pi \in \mathcal{P}_2(k)} n^{-1 - \frac{k}{2} + \#(\gamma \pi)}$$

証明

$$trX^{k} = \frac{1}{n} \sum_{1 \le i_{1}, i_{2}, \dots, i_{n} \le n} X_{i_{1}i_{2}} X_{i_{2}i_{3}} \cdots X_{i_{k}i_{1}}$$

より

$$E[\operatorname{tr} X^k] = \frac{1}{n} \sum_{1 \le i_1, i_2, \dots, i_k \le n} E[X_{i_1 i_2} X_{i_2 i_3} \cdots X_{i_k i_1}]$$

ここで、Wick の定理より

$$E[X_{i_1 i_2} X_{i_2 i_3} \cdots X_{i_k i_1}] = \sum_{\pi \in \mathcal{P}_2(k)} E_{\pi}[X_{i_1 i_2}, X_{i_2 i_3}, \dots, X_{i_k i_1}]$$
$$= \sum_{\pi \in \mathcal{P}_2(k)} \prod_{(a,b) \in \pi} E[X_{i_a i_{a+1}} X_{i_b i_{b+1}}]$$

ただし $i_{k+1} = i_1$ とする. ここで

$$E[X_{i_a i_{a+1}} X_{i_b i_{b+1}}] = \frac{1}{n} \delta_{i_a i_{a+1}} \delta_{i_b i_{b+1}}$$

であることと, $(a,b) \in \pi$ は $\pi(a) = b, \pi(b) = a$ であるということなので

$$\prod_{(a,b)\in\pi} \delta_{i_a i_{a+1}} \delta_{i_b i_{b+1}} = \prod_{a=1}^k \delta_{i_a i_{\pi(a)+1}}$$

となる. ここで shift permutation $\gamma \in S_k$ (すなわち $\gamma = (12 \cdots k), \gamma(a) = a+1 \mod k$) を定めると結局

$$E[\text{tr}X^k] = \frac{1}{n} \frac{1}{n^{k/2}} \sum_{\pi \in \mathcal{P}_2(k)} \sum_{1 \le i_1, i_2, \dots, i_k \le n} \prod_{a=1}^k \delta_{i_a i_{\gamma \pi(a)}}$$

となる($\mathcal{P}_2(k)=k/2$ に注意). ここで $\prod_{a=1}^k \delta_{i_a i_{\gamma\pi(a)}} \neq 0$ であるのは $\gamma\pi$ のサイクル上で一定となっていることである. したがって

$$E[\operatorname{tr} X^k] = \frac{1}{n^{k/2+1}} \sum_{\pi \in \mathcal{P}_2(k)} n^{\#(\gamma \pi)}$$

注意 証明中の次の部分に対してグラフを利用した解釈を与えよう.

$$E[X_{i_1 i_2} X_{i_2 i_3} \cdots X_{i_k i_1}] = \sum_{\pi \in \mathcal{P}_2(k)} E_{\pi}[X_{i_1 i_2}, X_{i_2 i_3}, \dots, X_{i_k i_1}]$$
$$= \sum_{\pi \in \mathcal{P}_2(k)} \prod_{(a,b) \in \pi} E[X_{i_a i_{a+1}} X_{i_b i_{b+1}}]$$

まず、 i_1i_2,\ldots,i_k の列について、この列の中に現れる重複なし index の数を w とする。もし、この index の列の中に 1 つしか現れない index i_l があれば、各確率変数は独立であるから、ある index i_m に対して $E[X_{i_li_m}]=E[X_{i_li_m}]=0$ が成り立つため、 $E[X_{i_li_2}X_{i_2i_3}\cdots X_{i_ki_l}]=0$ となることがわかる。したがって、この計算の値に寄与するとき、各 index は i_1i_2,\ldots,i_k の列の中に少なくとも 2 回ずつ現れる。したがって $w\leq k/2+1$ であることがわかる。このとき、この w を与えるような列 i_1i_2,\ldots,i_k の与え方は $n(n-1)\cdots(n-w+1)\leq n^w\leq n^{k/2+1}$ となる。したがって $E[X_{i_1i_2}X_{i_2i_3}\cdots X_{i_ki_l}]=O(n^{k/2+1})$ であることがわかる。最後の段階には $n^{-k/2-1}$ が掛けられるので、寄与として残る可能性があるのは $n^{k/2+1}$ のオーダーについてのみである。したがって、特に w=k/2+1 の場合を考える。いま、列 i_1i_2,\ldots,i_k に対して、有向グラフ G=(V,E) を V は i_1,\ldots,i_k から重複なくとった集合、 $E=\{(i_1,i_2),\ldots,(i_k,i_1)\}$ とする。列 i_1i_2,\ldots,i_k の長さは k なので、辺 の数を重複なく数えると k/2 個となる。すなわち、各辺はちょうど 2 回通過する。言い換えれば任意の辺 (i_j,i_{j+1}) に対して $i_j=i_{l+1},i_{j+1}=i_l$ をみたすような辺 (i_l,i_{l+1}) が存在する。この性質をみたす任意の パスが non-crossing なものとなっている。

上の定理の別の表記を与える.

定理 1.13 X を GUE(n) とする。このとき, $\gamma = (12 \cdots k) \in S_k$ として

$$E[\operatorname{tr} X^k] = \sum_{\pi \in \mathcal{P}_2(k)} n^{|\gamma| - |\pi| - |\gamma\pi|}$$

が成り立つ.

証明 $|\gamma| = k - 1$, $|\pi| = k/2$, $|\gamma\pi| = k - \#(\gamma\pi)$ であることから確認できる.

例 X が GUE(n) であるとき, $E[trX^4] = 2 + \frac{1}{n}$

証明 定義と Wick の定理から計算すれば

$$E[\operatorname{tr}X^{4}] = \frac{1}{n^{3}} \sum_{i,j,k,l=1}^{n} E[X_{ij}X_{jk}X_{kl}X_{li}]$$
$$= \frac{1}{n^{3}} \sum_{i,j,k,l=1}^{n} (E_{\pi_{1}} + E_{\pi_{2}} + E_{\pi_{3}})[X_{ij}X_{jk}X_{kl}X_{li}]$$

各項について

$$\sum_{i,j,k,l=1}^{n} E_{\pi_{2}}[X_{ij}, X_{jk}, X_{kl}, X_{li}] = \sum_{i,j,k,l=1}^{n} E[X_{ij}X_{jk}]E[X_{kl}X_{li}]$$

$$= \sum_{i,j,k,l=1}^{n} \delta_{ik}\delta_{jj}\delta_{ki}\delta_{ll}$$

$$= n^{3}$$

$$\sum_{i,j,k,l=1}^{n} E_{\pi_{1}}[X_{ij}, X_{jk}, X_{kl}, X_{li}] = \sum_{i,j,k,l=1}^{n} E[X_{ij}X_{kl}]E[X_{jk}X_{li}]$$

$$= \sum_{i,j,k,l=1}^{n} \delta_{il}\delta_{jk}\delta_{ji}\delta_{kl}$$

$$= n$$

$$\sum_{i,j,k,l=1}^{n} E_{\pi_{3}}[X_{ij}, X_{jk}, X_{kl}, X_{li}] = \sum_{i,j,k,l=1}^{n} E[X_{ij}X_{li}]E[X_{jk}X_{kl}]$$

$$= \sum_{i,j,k,l=1}^{n} \delta_{ii}\delta_{jl}\delta_{jl}\delta_{kk}$$

$$= n^{3}$$

となることから従う.

また、先の定理を使えば、とられる和の中身が以下の表のようになることからもわかる。

π	γπ	$\#(\gamma\pi)-3$	貢献度
(12)(34)	(13)(2)(4)	0	$n^0 = 1$
(13)(24)	(1432)	-2	n^{-2}
(14)(23)	(1)(24)(3)	0	$n^0 = 1$

定義 1.14 (non-crossing)

 $\pi \in \mathcal{P}_2(m)$ が non-crossing とは、すべての π の要素 (i,k) と (j,l) について、i < j < k < l とはならないことである.non-crossing な集合のことを

$$\mathcal{NC}_2(m) = \{ \pi \in \mathcal{P}_2(m) \mid \pi \text{ is non-crossing} \}$$

と表記する.

定理 1.15 (Biane's lemma)

- (1) $\#(\gamma\pi) \le \frac{k}{2} + 1$.
- (2) $\#(\gamma\pi) = \frac{k}{2} + 1$ であることは $\pi \in NC_2(k)$ であるための必要十分条件である.

証明 $\tau = (ii+1) \in \pi$ であったとすれば、 $\gamma \pi(i+1) = i+1$ 、 $\gamma \pi(i) = i+2$ となる。 したがって、 $\gamma \pi$ はサイクル (i+1) と $(\cdots ii+2\cdots)$ を含む。 このとき i,i+1 を取り除く操作を行う。 その場合の π と γ を改めて π_2 と γ_2 として考え、再び同様にして取り除く操作を繰り返すことを考える。

もし $\pi \in NC_2(k)$ であれば、上の操作は $\pi_{k/2-1} = (12)$ 、 $\gamma_{k/2-1} = (12)$ 、 $\gamma_{k/2-1}\pi_{k/2-1} = (1)(2)$ 、# $(\gamma_{k/2-1}\pi_{k/2-1}) = 2$ となるまで繰り返すことができる. これは最初の状態から上の操作をk/2-1 回繰り返すことで得られる状態である. よって # $(\gamma\pi) = (k/2-1) + \#(\gamma_{k/2-1}\pi_{k/2-1}) = k/2+1$ となる.

一方で、 $\pi \notin NC_2(k)$ であれば、上の操作を繰り返し適用し、これ以上操作ができない状態に到達したとして、そのときの $\pi_i \gamma_i$ を考えれば、 $\pi_i \gamma_i (j) = j$ となるような j が存在しない。 すなわち、 $\pi_i \gamma_i$ に存在するサイクルは必ず 2 つ以上の要素によって構成されていることになる。したがって、始めの状態に戻して考えることで $\#(\gamma\pi) \le k/2 < k/2 + 1$ であることがわかる.

補題 1.16

#
$$NC_2(n) = \begin{cases} 0 & (n$$
は奇数)
$$Cat(\frac{n}{2}) & (n$$
は偶数)

ただし Cat はカタラン数であり、Cat(m) = $\frac{(2m)!}{m!(m+1)!}$ をみたす.

証明 いま, $k \in [2(n+1)]$ を任意に選んで, $k \ge 2(n+1)$ を結ぶことを考えると, $[k-1] \ge [2n+1]/[k] \cong [2n-(k-1)]$ の 2 つの集合について non-crossing pair を考えればよいことになるので,n が奇数のときは $\#NC_2(n) = 0$ であることに注意して,全ての k について和をとり

$$\#\mathcal{N}C_2(2(n+1)) = \sum_{k=1}^{2n+1} \#\mathcal{N}C_2(k-1)\#\mathcal{N}C_2(2n-(k-1))$$
$$= \sum_{k=0}^{n} \#\mathcal{N}C_2(2k)\#\mathcal{N}C_2(2(n-k))$$

となる。ここで $c_n = \#NC_2(2n)$ とおくことで

$$c_{n+1} = \sum_{k=0}^{n} c_k c_{n-k}$$

となる. この $c_n = \operatorname{Cat}(n)$ である. 実際, この数列の母関数 f(x) を考えると

$$f(x) = \sum_{k=0}^{\infty} c_k x^k$$

となるが,

$$f(x)^{2} = \sum_{n=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{n} c_{k} c_{n-k} x^{n}$$
$$= \sum_{n=0}^{\infty} c_{n+1} x^{n}$$
$$= \frac{1}{r} (f(x) - 1)$$

であることより

$$f(x)^2x - f(x) + 1 = 0$$

を解いて(ただし $f(0) = c_0 = 1$ で連続となるように符号をとる)

$$f(x) = \frac{1 - \sqrt{1 - 4x}}{2x}$$
$$= \sum_{n=1}^{\infty} \frac{(2n)!}{(n+1)!n!} x^n$$

係数を比較することで $c_n = \frac{(2n)!}{(n+1)!n!}$ を得る.

 $\lim_{n\to\infty} E[\operatorname{tr} X^k]$ の値を考えたい。このとき, $\#(\gamma\pi) \leq \frac{k}{2} + 1$ であることから, $\pi \in \mathcal{P}_2(k)$ が $\#(\gamma\pi) = \frac{k}{2} + 1$ をみたす場合だけ考えれば十分.なお,幾何的には $\pi \in \mathcal{P}_2(k)$ が先の命題で定めた距離 d に関する測地線上にあることを意味する.

定理 1.17 X は GUE(n) であるとする. このとき, 以下が成り立つ:

$$\lim_{n\to\infty} E[\operatorname{tr} X^k] = \#\mathcal{N}C_2(k)$$

定義 1.18 (semicircular distribution)

$$ds(x) = \frac{1}{2\pi} \sqrt{4 - x^2} \mathbb{1}_{\{|x| \le 2\}}$$

例 (Haar measure)

 $U \in SU(2)$ をとると、TrU は s による分布をもつ。

補題 1.19

$$\int x^k ds(x) = \begin{cases} 0 & (k は奇数) \\ \operatorname{Cat}(\frac{k}{2}) & (k は偶数) \end{cases}$$

証明 部分積分により示せる.

以上より,次が成り立つ.

定理 1.20 $X^{(n)}$ を GUE(n) とする。任意の実数係数多項式 $p \in R[x]$ に対して

$$\lim_{n \to \infty} E[\operatorname{tr} p(X^{(n)})] = \int p(x)ds(x)$$

が成り立つ.

証明 補題 1.16 と定理 1.17 と補題 1.19 から,任意の実数係数多項式 $p \in \mathbb{R}[x]$ に対して

$$\lim_{n \to \infty} E[\operatorname{tr}(X^{(n)})^k] = \int x^k ds(x)$$

が成り立つことと、トレースの線形性から従う.

定義 1.21 エルミート行列 $Z^{(n)}$ の標準化された固有値計数測度を, $Z^{(n)}$ の固有値を $\lambda_1(Z^{(n)}) \geq \cdots \geq \lambda_n(Z^{(n)})$ と表記して

$$\mu_{Z^{(n)}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \delta_{\lambda_i(Z^{(n)})}$$

で定める. また

$$\mu_{Z^{(n)}}([a,b]) = \frac{1}{n} \#\{i \mid \lambda_i(Z) \in [a,b]\}$$

である.

補題 1.22 エルミート行列 $Z^{(n)}$ に対して,任意の実数係数多項式 $p \in \mathbf{R}[x]$ に対して

$$\operatorname{tr} p(Z^{(n)}) = \int p(t) d\mu_{Z^{(n)}}(t)$$

が成り立つ.

証明

$$trp(Z^{(n)}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} p(\lambda_i(Z^{(n)}))$$
$$= \int_{\mathbb{R}} p(x) \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \delta_{\lambda_i(Z^{(n)})}(x)$$

 $Z^{(n)}$ が決定論的なら $\mu_{Z^{(n)}}$ は決定論的, $Z^{(n)}$ がランダム行列ならばランダム確率測度という. $\mu_{X^{(n)}}$ がランダム確率測度ならば特に $E\mu_{X^{(n)}}$ が well-defined となる.これは任意の連続関数 f に対して

$$E \int f(x)d\mu_{X^{(n)}}(x) = \int f(x)dE\mu_{X^{(n)}}(x)$$

である. これを用いると次が示せる:

定理 1.23 $X^{(n)}$ を $\mathrm{GUE}(n)$ とする. 任意の実数係数多項式 $p \in \mathbb{R}[x]$ に対して

$$\int p(t)dE\,\mu_{X^{(n)}}(t)\stackrel{n\to\infty}{\longrightarrow} \int p(t)ds(t)$$

が成り立つ.

証明 定理 1.20 を $\mu_{X^{(n)}}$ を用いて書き換えたものである.

定理 1.24 (Wiegner's (semicircular) theorem)

 $X^{(n)}$ を GUE(n) とする. 任意の有界連続関数 $f: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ に対して

$$\int f(t)dE\mu_{X^{(n)}}(t)\stackrel{n\to\infty}{\longrightarrow} \int f(t)ds(t)$$

が成り立つ. 言い換えると,

$$E\mu_{X^{(n)}} \xrightarrow{n \to \infty} s$$
 (in weak)

が成り立つ.

証明 後の定理 1.27 で正確に証明する.

注意 この定理には、複数のバリエーションがある。例えば、次のようなものもある。

定理 1.25 (Wiegner's (semicircular) theorem: another variant)

 $X^{(n)} = (x_{ij}^{(n)})$ を次の条件をみたす実数ランダム行列とする(以下の条件をみたす行列を Wiegner Matrix という):

•
$$x_{ii}^{(n)} = x_{ii}^{(n)}$$
.

- $(x_{ij}^{(n)})_{i\geq j}$ は独立.
- $E[x_{ij}^{(n)}] = 0$. $E[(x_{ij}^{(n)})^2] = 1/n$.
- すべてのモーメントは有限。

このとき,

$$E\mu_{X^{(n)}} \stackrel{n \to \infty}{\longrightarrow} s$$
 (in weak)

が成り立つ.

ここまでの収束は期待値の意味での収束だが、概収束の意味での収束も示すことができる(宿題). まずは 多項式に対して示し、その後に有界連続関数に対して示す.

定理 1.26 $X^{(n)}$ を Wigner ランダム行列とする。任意の実数係数多項式 $p \in \mathbb{R}[x]$ に対して

$$\int p(t)d\mu_{X^{(n)}}(t) \stackrel{n \to \infty}{\longrightarrow} \int p(t)ds(t)$$

が成り立つ.

証明 期待値の意味での収束はいえてるので、分散についてみる.

$$\begin{split} V[\operatorname{tr}\left(X^{(n)}\right)^{k}] &= E[(\operatorname{tr}\left(X^{(n)}\right)^{k})^{2}] - (E[\operatorname{tr}\left(X^{(n)}\right)^{k}])^{2} \\ &= \frac{1}{n^{k+2}} \sum_{1 \leq i_{1}, \dots, i_{k} \leq n} \sum_{1 \leq j_{1}, \dots, j_{k} \leq n} E[X_{i_{1}i_{2}} \cdots X_{i_{k}i_{1}} X_{j_{1}j_{2}} \cdots X_{j_{k}j_{1}}] - E[X_{i_{1}i_{2}} \cdots X_{i_{k}i_{1}}] E[X_{j_{1}j_{2}} \cdots X_{j_{k}j_{1}}] \end{split}$$

第1項の列 $i_1, \ldots, i_k, j_1, \ldots, j_k$ に対してグラフ的な解釈を考える。以前の注意でも見た通り、この列の中で重 複なし index の数を w とすると、 $w \le k+1$ である。もし、 i_1,\ldots,i_k の部分と j_1,\ldots,j_k の部分が完全に独立し ていれば、第2項と相殺されるので、グラフにおいて i_1,\ldots,i_k の部分と j_1,\ldots,j_k の部分は、何らかの辺で繋 がっている場合について考えることになる。特にw = k + 1の場合を考えると、この場合は存在しないことが 次のように示せる.

このとき, グラフ G = (V, E) を V として $i_1, \ldots, i_k, j_1, \ldots, j_k$ から重複なく作る集合, E = $\{(i_1,i_2),\ldots,(i_k,i_1),(j_1,j_2),\ldots,(j_k,j_1)\}$ としたとき |V|=k+1,|E|=k となり、木となっている.同時 に、 $G_i = (V_i, E_i)$ を V_i として i_1, \ldots, i_k から重複なく作る集合、 $E = \{(i_1, i_2), \ldots, (i_k, i_1)\}$ とする.このとき、 列 $i_1,\ldots,i_k,j_1,\ldots,j_k$ が 1 つのパスになっており、無向グラフとみた場合には同一辺がちょうど 2 つずつあ る. 言い換えれば、列 $i_1,\ldots,i_k,j_1,\ldots,j_k$ を 列 s_1,\ldots,s_{2k} に対応させたときに、任意の辺 (s_l,s_{l+1}) に対して $s_l = s_{m+1}, s_{l+1} = s_m$ をみたすような辺 (s_m, s_{m+1}) が存在する. このとき, 何らかの辺で i と j が繋がっている はずなので、 (i_l,i_{l+1}) に対して $i_l=j_{m+1},i_{l+1}=j_m$ をみたすような辺 (j_m,j_{m+1}) が存在するはずである. しか し、 G_i, G_i 内のみでも 2 つの組となる辺が存在していなければならないので矛盾である。 したがって $w \le k$ で あることがわかる.

このことを認めれば、いま、各モーメントは有界であり、和をとったものは $O(n^k)$ となる。したがって $V[tr(X^{(n)})^k] = O(1/n^2)$ であることがわかる.

さて、マルコフの不等式を利用すると、任意の $\varepsilon > 0$ に対して

$$P\left(\left|\operatorname{tr}\left(X^{(n)}\right)^{k} - E\left[\operatorname{tr}\left(X^{(n)}\right)^{k}\right]\right| > \varepsilon\right) = P\left(\left|\operatorname{tr}\left(X^{(n)}\right)^{k} - E\left[\operatorname{tr}\left(X^{(n)}\right)^{k}\right]\right|^{2} > \varepsilon^{2}\right)$$

$$\leq \frac{V\left[\operatorname{tr}\left(X^{(n)}\right)^{k}\right]}{\varepsilon^{2}}$$

$$\leq \frac{C}{n^{2}} \quad (\exists C > 0)$$

であることがわかる。よって

$$\sum_{n=1}^{\infty} P\left(\left| \operatorname{tr}\left(X^{(n)}\right)^{k} - E\left[\operatorname{tr}\left(X^{(n)}\right)^{k}\right] \right| > \varepsilon\right) \leq C\sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n^{2}} < \infty$$

である. したがって、Borel-Cantelli の補題より

$$P\left(\left|\operatorname{tr}\left(X^{(n)}\right)^{k} - E\left[\operatorname{tr}\left(X^{(n)}\right)^{k}\right]\right| > \varepsilon \text{ i.o.}\right) = 0$$

したがって

$$\lim_{n \to \infty} \left| \operatorname{tr} \left(X^{(n)} \right)^k - E[\operatorname{tr} \left(X^{(n)} \right)^k] \right| = 0 \quad \text{(a.s.)}$$

定理 1.27 (Wiegner's (semicircular) theorem: a.s. version)

 $X^{(n)}$ を Wigner ランダム行列とする. 任意の有界連続関数 $f: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ に対して

$$\int f(t)d\mu_X(t) \xrightarrow{n \to \infty} \int f(t)ds(t)$$

が成り立つ.

証明 定理 1.26 を認めることにする.また, $X^{(n)}$ は対角化されていると考えても一般性を失わない. $\mu_{X^{(n)}}=rac{1}{n}\sum_{i=1}^n\delta_{\lambda^{(n)}}$ とすると

$$\int f d\mu_{X^{(n)}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} f(\lambda_i^{(n)}) = \text{tr} f(X^{(n)})$$

ワイエルシュトラスの近似定理より、任意の $\varepsilon>0$ に対して、ある多項式 p_{ε} が存在して $\sup_{|t|\leq 3}|f(t)-p_{\varepsilon}(t)|<\varepsilon/2$ とできる、いま、

$$\begin{split} \left| \int f d\mu_{X^{(n)}} - \int f ds \right| &\leq \left| \int f d\mu_{X^{(n)}} - \int p_{\varepsilon} d\mu_{X^{(n)}} \right| + \left| \int p_{\varepsilon} d\mu_{X^{(n)}} - \int p_{\varepsilon} ds \right| + \left| \int p_{\varepsilon} ds - \int f ds \right| \\ &\leq \int_{|t| \leq 3} |f(t) - p_{\varepsilon}(t)| d\mu_{X^{(n)}} + \int_{|t| > 3} |f(t) - p_{\varepsilon}(t)| d\mu_{X^{(n)}} \\ &+ \left| \int p_{\varepsilon} d\mu_{X^{(n)}} - \int p_{\varepsilon} ds \right| + \left| \int p_{\varepsilon} ds - \int f ds \right| \end{split}$$

• [-3,3]上で $|f(x)-p_{\varepsilon}(x)|<\varepsilon/2$ であり、 $\mu_{X^{(n)}}$ は確率測度であるから

$$\int_{|t| \le 3} |f(t) - p_{\varepsilon}(t)| d\mu_{X^{(n)}}(t) < \frac{\varepsilon}{2}$$

• f は有界なので $|f(t) - p_{\varepsilon}(t)| \le ||f||_{\infty} + |p_{\varepsilon}(t)|$ であり、|t| > 3 では p_{ε} の次数を k とおくと、ある定数 c > 0 が存在して $||f||_{\infty} + |p_{\varepsilon}(t)| \le c|t|^k$ とできる。したがって

$$\begin{split} \int_{|t|>3} |f(t)-p_{\varepsilon}(t)| d\mu_{X^{(n)}}(t) & \leq \int_{|t|>3} c|t|^k d\mu_{X^{(n)}}(t) \\ & \leq \frac{c}{3^{k+2l}} \int_{|t|>3} |t|^{2(k+l)} d\mu_{X^{(n)}}(t) \quad (k=2(k+l)-(k+2l), \forall l \in \mathbb{Z}_+) \end{split}$$

また, 定理 1.26 を用いて

$$\begin{split} \lim_{n \to \infty} \int |t|^{2(k+l)} d\mu_{X^{(n)}}(t) &= \int |t|^{2(k+l)} ds(t) \quad \text{(a.s.)} \\ &= \int_{-2}^2 t^{2(k+l)} \frac{1}{2\pi} \sqrt{4 - t^2} dt \\ &\leq 2^{2(k+l)} \int_{-2}^2 \frac{1}{2\pi} \sqrt{4 - t^2} dt \\ &= 2^{2(k+l)} \end{split}$$

したがって

$$\limsup_{n\to\infty} \int |f(t) - p_{\varepsilon}(t)| d\mu_{X^{(n)}} \leq \frac{c}{3^{k+2l}} \cdot 2^{2(k+l)} = c\left(\frac{4}{3}\right) \left(\frac{2}{3}\right)^{2l} \to 0 \quad (l\to\infty)$$

よって

$$\int |f(t) - p_{\varepsilon}(t)| d\mu_{X^{(n)}} \to 0 \quad (l \to \infty)$$

• 定理 1.26 を用いると

$$\left| \int p_{\varepsilon} d\mu_{X^{(n)}} - \int p_{\varepsilon} ds \right| \to 0 \quad (n \to \infty)$$

• [-3,3] 上で $|p_{\varepsilon}(t)-f(t)|<\varepsilon/2$ であり、これは s の台である [-2,2] を含むので

$$\left| \int p_{\varepsilon} ds - \int f ds \right| \le \int |p_{\varepsilon} - f| ds < \frac{\varepsilon}{2}$$

以上を合わせると

$$\limsup_{n\to\infty} \left| \int f d\mu_{X^{(n)}} - \int f ds \right| \le \varepsilon$$

したがって

$$P\left(\limsup_{n\to\infty}\left|\int fd\mu_{X^{(n)}} - \int fds\right| > \varepsilon\right) = 0$$

このことは

$$\int f d\mu_{X^{(n)}} = \operatorname{tr}(f(X^{(n)})) \stackrel{n \to \infty}{\longrightarrow} \int f ds \quad \text{(a.s.)}$$

を意味する.

発展的な内容として、GUE の行列の積がどのようになるか考えてみる。すなわち、 $X_1^{(n)},\dots,X_d^{(n)}$ を GUE(n) としたとき、 $E[\operatorname{tr} X_{i_1}^{(n)} \cdots X_{i_n}^{(n)}]$ $i_1,\dots,i_k \in \{1,\dots,d\}^k$ がどのようになるか? という問題である。これに対しては、次の結果が知られている:

定理 1.28

$$E[\operatorname{tr} X_{i_1}^{(n)} \cdots X_{i_k}^{(n)}] = \sum_{\pi \in \mathcal{P}_2(k); \pi \text{ is compatible with } \{i_1, \dots, i_n\}} n^{|\gamma| - |\pi| - |\gamma\pi|}$$

これを用いると、非常に一般的な結果を示すことができる.

定理 1.29 p を非可換な d 個の変数 x_1, \ldots, x_d をもつ NC 多項式とし, $p^{(n)}$ を変数を確率変数で置き換えて得られるランダム行列とする.このとき,p に依存する確率測度 μ_p が存在して

$$E\mu_{p^{(n)}} \xrightarrow{n \to \infty} \mu_p$$

注意 例えば $p = x_1x_2 + x_2x_1$ なら $p^{(n)} = X_1^{(n)}X_2^{(n)} + X_2^{(n)}X_1^{(n)}$.

注意 Wiegner's Theorem は $p=x_1$ の場合で、このとき $\mu_p=s$ となる。しかし、一般の p に対して μ_p の分布 を調べることは困難である。これは現在の自由確率論の目標である。ただし、存在性を示すだけであればそこまで難しくない。

証明 ここでは存在性のみを示す.鍵となるのは p^k も NC 多項式となることである.つまり $(p^k)^{(n)}=(p^{(n)})^k$ が成り立つ.したがって, p^k を展開すると $E[\operatorname{tr}(p^k)^{(n)}]$ は $n\to\infty$ で収束することがいえる.実際 $E[\operatorname{tr}(p^k)^{(n)}]$ は $E[\operatorname{tr}X_{i_1}^{(n)}\cdots X_{i_k}^{(n)}]$ の線形結合であり,各 $E[\operatorname{tr}X_{i_1}^{(n)}\cdots X_{i_k}^{(n)}]$ は $n\to\infty$ で収束する.ゆえに

$$E[\operatorname{tr}(p^{(n)})^k] = \int x^k dE \, \mu_{p^{(n)}}$$

は任意の k で収束することがいえる. ゆえに、任意の多項式について有限の極限値が存在する.

2 Preliminaries

定義 2.1 (a.s. bounded)

実数値確率変数 X が a.s. bounded とは、ある定数 M > 0 が存在して、 $P(|X| \le M) = 1$ であることをいう。

定義 2.2 (sub-gaussian)

実数値確率変数 X が sub-gaussian であるとは、ある定数 C>0,c>0 が存在して、任意の $\lambda>0$ に対して以下が成り立つことをいう:

$$P(|X| \ge \lambda) \le C \exp(-c\lambda^2)$$

例 $X \sim N(0,1)$ のとき、ある定数 C > 0, c > 0 が存在して以下のようにできる:

$$P(|X| \ge \lambda) = 2 \int_{\lambda}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx \le C e^{-c\lambda^2}$$

定義 2.3 (有限な k 次モーメント)

確率変数 X が有限の k 次モーメントを持つとは、 $E[|X|^k] < +\infty$ であることをいう.

注意 a.s. bounded \rightarrow sub-gaussian $\rightarrow k$ 次のモーメントが有限

命題 2.4 実数値確率変数 X が sub-gaussian ならば、 $\lambda \in \mathbb{R}$ に対して $E[e^{\lambda X}] < +\infty$ である. (言い換えれば、X のラプラス変換は \mathbb{R} 上で定義される。)

命題 2.5 実数値確率変数 X に対して、以下は同値である:

- (1) X は sub-gaussian である.
- (2) ある C > 0, c > 0 が存在して,任意の $t \ge 0$ に対して $E[e^{tX}] \le C \exp(ct^2)$.
- (3) ある C > 0 が存在して、任意の $k \ge 1$ に対して $E[|X|^k] \le (Ck)^{k/2}$.

命題 2.6 (Markov の不等式)

実数値確率変数 X に対して

$$P(|X| \ge \lambda) \le \frac{E[|X|]}{\lambda}$$

命題 2.7 (Jensen の不等式)

実数値確率変数 X と convex な関数 g に対して

$$g(E[X]) \le E[g(X)]$$

証明 g が convex であるとき, $g(x) = \sup\{d(x): d(x) = ax + b \text{ s.t.} \forall x \in \mathbb{R}, d(x) \leq g(x)\}$ と表現できる.このとき E[d(X)] = d(E[X]) が成り立つ.いま,y = E[X] とし,d(x) = ax + b を g(y) = ay + b となるように定めると

$$g(E[X]) = g(y)$$

$$= ay + b$$

$$= d(y)$$

$$= E[d(X)]$$

$$\leq E[g(X)] \quad (\because d(X) \leq g(X))$$

となる.

3 Concentration of Measure

定理 3.1 $X_1, \ldots, X_n \overset{\text{i.i.d.}}{\sim} \mathcal{N}(0,1)$ とし, $F: \mathbb{R}^n \to \mathbb{R}$ を 1-Lipschitz 関数とする.このとき,ある C>0, c>0 が存在して,任意の $\lambda>0$ に対して

$$P(|F(X) - E[F(X)]| \ge \lambda) \le C \exp(-c\lambda^2)$$

注意 この現象は測度の集中とよばれ、高次元多様体ではじめてみられた。

例 以下では $\langle\cdot,\cdot\rangle$ は標準内積とする. 球面 $S^{n-1}\subset\mathbb{R}^n$ 上で x,y をランダム一様独立にとる. このとき, $\langle x,y\rangle\approx\frac{1}{\sqrt{n}}$ であり, 実際 $E[|\langle x,y\rangle|^2]=\frac{1}{n}$ である.

ここで、Markov の不等式より

$$\begin{split} P\bigg(|\langle x,y\rangle| \geq \frac{t}{\sqrt{n}}\bigg) &= P\bigg(|\langle x,y\rangle|^2 \geq \frac{t^2}{n}\bigg) \\ &\leq \frac{E[|\langle x,y\rangle|^2]}{t^2/n} \\ &\leq \frac{1}{t^2} \end{split}$$

これより、高次元で2つのベクトルをランダムにとれば、それらは a.s. でほぼ直交することがわかる。実際、これは sub-gaussian である。

注意

- 例えば $F(x) = x^2$ のような Lipschitz でない関数では成立しない.
- E[F(X)] は有界である.これは,1-Lipschitz ならば $\exists C>0, |F(X)|\leq C+|X|$ に対して期待値をとり,多次元の Rolle の定理を適用することでわかる.

証明 一般性を失わずに E[F(X)] = 0 としてよい。そうでなければ F(X) - E[F(X)] でおきかえる(1-Lipschitz を思い出す)。F と -F の対称性から $P(F(X) \ge \lambda) \le C \exp(-c\lambda^2)$ を示せば十分。さらに,F が C^1 級であり $|\nabla F| \le 1$ を仮定しても一般性を失わない $^{-1}$. したがって Markov の不等式より $P(F(X) \ge \lambda) \le \exp(-t\lambda)E[\exp(tF(X))]$ となるので, $\forall \varepsilon \ge 0$ に対して $E[\exp(tF(X))] \le \exp(ct^2)$ を示せば十分。これを示すために, $E[\exp(t(F(X) - F(Y)))] \le \exp(ct^2)$ を示す(ただし X,Y は独立).

"replica" trick を用いる。すなわち、 $Y=(Y_1,\ldots,Y_n)$ を $X=(X_1,\ldots,X_n)$ の独立なコピーとする.このとき、 Jensen の不等式から、E[F(Y)]=0 に注意して

$$\exp(-tE[F(Y)]) = 1 \le E[\exp(-tF(Y))]$$

となる. $X \in Y$ は独立なので, $F(X) \in F(Y)$ も独立で,

$$\begin{split} E[\exp(tF(X))] &= E[\exp(tF(X))] \cdot 1 \\ &\leq E[\exp(tF(X))] E[\exp(-tF(Y))] \\ &= E[\exp(t(F(X))) \exp((-F(Y)))] \\ &= E[\exp(t(F(X) - F(Y)))] \end{split}$$

が成り立つ。 $E[\exp(tF(X))]$ を評価する代わりに $E[\exp(t(F(X)-F(Y)))]$ を評価することを考える。 $X_{\theta}=Y\cos\theta+X\sin\theta$ とおく。このとき

$$F(X) - F(Y) = \int_0^{\frac{\pi}{2}} \frac{d}{d\theta} F(X_{\theta}) d\theta$$

 st^1 density argument によって,すべての 1-Lipschitz な関数は C^1 級で 1-Lipschitz な関数によって,sup norm において近似できることが示せる.具体的には以下のようになる:

¹⁻Lipschitz な関数 $F:\mathbb{R}^n \to \mathbb{R}$ に対して畳み込みを考える。すなわち、 $\chi_{\varepsilon}:\mathbb{R}^n \to \mathbb{R}$ s.t. (i) $\chi_{\varepsilon} \geq 0$, (ii) $\chi_{\varepsilon}(x) = 0$ if $|x| \geq \varepsilon$ (smooth approximate of unit), (iii) $\int_{x \in \mathbb{R}^n} \chi_{\varepsilon}(x) dx = 1$ となるものを考える。これを使って $F_{\varepsilon} \coloneqq F * \chi_{\varepsilon}: x \mapsto \int_{x \in \mathbb{R}^n} \chi_{\varepsilon}(y) F(x-y) dy$ とする。このとき $\forall \varepsilon > 0$, $\exists F_{\varepsilon}: \mathbb{R}^n \to \mathbb{R}$ s.t. F_{ε} は 1-Lipschitz かつ C^1 級であり、 $\forall x \in \mathbb{R}$, $|F_{\varepsilon}(x) - F(x)| \leq \varepsilon$ となる。 実際,F が 1-Lipschitz であることから、 $\forall x, y \in \mathbb{R}^n$, $|F(x-y) - F(x)| \leq |y|$ である。したがって、 $|F_{\varepsilon}(x) - F(x)| = \left|\int_{x \in \mathbb{R}^n} \chi_{\varepsilon}(y) (F(x-y) - F(x)) dy\right| \leq \int_{x \in \mathbb{R}^n} \chi_{\varepsilon}(y) |F(x-y) - F(x)| dy \leq \int_{x \in \mathbb{R}^n} \chi_{\varepsilon}(y) |y| dy \leq \varepsilon$ となる。

である*². $\dot{X}_{\theta} = \frac{d}{d\theta}X_{\theta} = -Y\sin\theta + X\cos\theta$ *³なので $\frac{d}{d\theta}F(X_{\theta}) = \langle \nabla F(X_{\theta}), \dot{X}_{\theta} \rangle$ であり

$$\begin{split} \exp(t(F(X) - F(Y))) &= \exp\left(\int_0^{\frac{\pi}{2}} \langle \nabla F(X_\theta), \dot{X}_\theta \rangle d\theta\right) \\ &= \exp\left(\int_0^{\frac{\pi}{2}} \langle \nabla F(X_\theta), \dot{X}_\theta \rangle \frac{\pi}{2} \frac{2}{\pi} d\theta\right) \\ &\leq \frac{2}{\pi} \int_0^{\frac{\pi}{2}} \exp\left(\frac{\pi}{2} t \langle \nabla F(X_\theta), \dot{X}_\theta \rangle\right) d\theta \end{split}$$

となる. ただし、最後の不等号は Jensen の不等式を用いた (θ が $[0,\frac{\pi}{2}]$ 上の一様分布のパラメータとみる).

$$\begin{split} E\Big[\exp\Big(\frac{\pi}{2}t\langle\nabla F(X_{\theta}),\dot{X}_{\theta}\rangle\Big)\Big] &= E\Big[\exp\Big(\frac{\pi}{2}t\langle\nabla F(Y),X\rangle\Big)\Big] \quad \Big((X_{\theta},\dot{X}_{\theta}) \overset{\mathrm{d}}{=} (X,Y)\Big) \\ &= \int_{y\in\mathbb{R}^n} \int_{x\in\mathbb{R}^n} \exp\Big(\frac{\pi}{2}t\langle\nabla F(y),x\rangle\Big) d\mu_X(x) d\mu_Y(y) \quad \Big(d\mu(x) = (2\pi)^{-\frac{n}{2}}e^{-\frac{x^2}{2}} dx\Big) \\ &= \int_{y\in\mathbb{R}^n} \exp\Big(\frac{\pi^2}{8}t^2\|\nabla F(y)\|^2\Big) d\mu_Y(y) \\ &\leq \exp\Big(ct^2\Big) \quad (\exists c>0) \end{split}$$

したがって

$$E[\exp(tF(X))] \le E[\exp(t(F(X) - F(Y)))] \le \frac{2}{\pi} \int_0^{\frac{\pi}{2}} E\left[\exp\left(\frac{\pi}{2}t\langle\nabla F(X_\theta), \dot{X}_\theta\rangle\right)\right] d\theta \le \exp\left(ct^2\right)$$

4 Eigenvalue Inequalities

A をエルミート行列とし、 $\lambda_1(A) \geq \cdots \geq \lambda_n(A)$ を A の固有値とする(このとき、この固有値はすべて実数である).

問題 (Horn's problem)

A,B をエルミート行列とし、 $\lambda_1(A) \ge \cdots \ge \lambda_n(A)$ 、 $\lambda_1(B) \ge \cdots \ge \lambda_n(B)$ をそれぞれの固有値とする。このとき、A+B のすべての可能な固有値は何か?

以下では $\lambda_i(A) = \lambda_i, \lambda_i(B) = \mu_i$ とおく.

例 例えば $\lambda_1, \lambda_2 = -\lambda_1$ と $\mu_1, \mu_2 = -\mu_1$ であり $\lambda_1 \ge \mu_1 \ge 0$ の場合,一般性を失うことなく $\operatorname{Tr} A = \operatorname{Tr} B = 0, 0 \le \lambda_2 = -\lambda_1, 0 \le \mu_2 = -\mu_1$ とおける.このとき,Horn's problem の答えは $\forall \lambda_1, \lambda \text{ s.t. } \lambda \in [\lambda_1 - \mu_1, \lambda_1 + \mu_1]$

$$F(X) - F(Y) = \int_0^1 \frac{d}{dt} F(tX + (1-t)Y)dt$$

ただし,ここでは直線の代わりに曲線を利用している:

$$F(X) - F(Y) = \int_0^{\frac{\pi}{2}} \frac{d}{d\theta} F(Y \cos \theta + X \sin \theta) d\theta$$

 *3 $X,Y\sim_{\mathrm{i.i.d}}\mathcal{N}(0,I)$ とすれば $X_{\theta}\sim\mathcal{N}(0,\sqrt{I\cos^2{\theta}+I\sin^2{\theta}})=\mathcal{N}(0,I)$

^{*2} ここで、微分積分学の基本定理を利用する:

注意(表現論との関連性)

Clebsch-Gordan's rule: $V_{\lambda} \otimes V_{\mu} = V_{\lambda+\mu} \oplus \cdots \oplus V_{\lambda-\mu}$

n=2 では SU(2) のスピン規約表現 これは \mathbb{R}^2 の断片。一般の n では、Horn は \mathbb{R}^n の polytope であると予想した。Kirwan Guillemin Sternberg は polytope であることを示した(シンプレクティック幾何)Klyachko は表現論の saturation conjecture(theorem) と等しいことを示し、Knutson と Tao が saturation conjecture を証明した。

Horn's problem の (部分的な) 説明:

A の固有値を $\lambda_1 \ge \cdots \ge \lambda_n$,B の固有値を $\mu_1 \ge \cdots \ge \mu_n$,A + B の固有値を $\nu_1 \ge \cdots \ge \nu_n$ とする.このとき $\nu_1 + \cdots + \nu_n = \lambda_1 + \cdots + \lambda_n + \mu_1 + \cdots + \mu_n$ (Tr(A + B) = TrA + TrB)である.このとき $\nu_1 \le \lambda_1 + \mu_1$ を示す: 定数だけシフトすることで $\lambda_n, \mu_n \ge 0$ として考えてよい.もし $A, B \ge O$ (正定値)ならば $A + B \ge O$.これを仮定すると $\lambda_1 = \|A\|, \mu_1 = \|B\|, \nu_1 = \|A + B\|$ であり, $\nu_1 \le \lambda_1 + \mu_1$ は作用素 I ルムの三角不等式となる.

5 Stein's Method

ガウス分布 N(0,1) と、ガウス分布に分布として近づいていくものの特徴づけを与える(ガウス分布に近い分布はどうなるか)。

標準ガウス分布の確率密度関数 $\rho(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{2}}$ は微分方程式 $\rho'(x) + x\rho(x) = 0$ をみたす。いま $f: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ を C^1 級, $\exists C > 0$ s.t. $\forall x \in \mathbb{R}, |f(x)| \leq C, |f'(x)| \leq C$ とすると

$$\int_{-\infty}^{\infty} \rho(x)(xf(x) - f'(x))dx = 0$$

が成り立つ。これを確率論の言葉で書き直すと、 $X \sim N(0,1)$ に対して

$$E[Xf(X)] = E[f'(X)]$$

が成り立つ。 逆も成り立つことが知られている:

補題 5.1 X を実数値確率変数であって $\forall f: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ であり E[Xf(X)] = E[f'(X)] をみたす (*) ならば、 $f(X) \sim \mathcal{N}(0,1)$

したがって、この恒等式 E[Xf(X)] = E[f'(X)] を(正確に等号でなくても)ほとんどみたせば、X はほとんどガウス分布に従うことがわかる.

分布 X が何かわからない状態で、G に近いことを示すには?

- X を $X\cos\theta+G\sin\theta$ に置き換える(X は未知の分布, $G\sim\mathcal{N}(0,1)$,G は X と独立).後で $\theta\to0$ を とる.
- モーメントを調べる (有界でない場合は適当に truncate する).

今回のケースではモーメントが一意に分布を決定する(Hamburger moment problem).

定理 5.2 (Stein continuity theorem)

 $\{X_n\}$ を $E[|X_n|^2]$ $< \infty$ な確率変数列とする.このとき,以下は同値である:

(1) 任意の f s.t. C_1 級, f, f' は有界に対して $E[f'(X_n) - X_n f(X_n)] \rightarrow 0$

(2) $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} G \ (G \sim \mathcal{N}(0,1))$

証明 概略を示す.

 $[(\mathbf{ii}) \to (\mathbf{i})] \varphi: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ は有界連続とする. $E\varphi(X_n) \to E\varphi(G)$ を示したい. φ が (*) をみたせばこれが成り立つ. $E[\varphi'(X_n) - X_n\varphi(X_n)] \to E[\varphi'(G) - G\varphi(G)] = 0$ を示したい. φ が (*) をみたすかは不明なので、近似を行う

- (1) φ を φ_{ε} によって近似 $(|\varphi \varphi_{\varepsilon}| < \varepsilon, |\varphi'_{\varepsilon}| < 10/\varepsilon)$.
- (2) $x \mapsto x\varphi(x)$ を任意の区間でコンパクトな有界な関数によって近似する.

こういった理由により $\limsup_{n\to\infty} |E[f'(X_n) - X_n f(X_n)]| < 100\varepsilon$.

 $[(\mathbf{i}) \to (\mathbf{i}\mathbf{i})] \varphi$ を有界とする. $E\varphi(X_n) \to E\varphi(G)$ を示せば十分. 一般性を失わずに $E\varphi(G) = 0, |\varphi(x)| \le 1(\forall x)$ としてよい. ここで, $f: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ s.t. $\forall x, \varphi(x) = f'(x) - x f(x)$ を見つけたい.

- (1) $f(x) = e^{\frac{x^2}{2}} \int_{-\infty}^{x} e^{-\frac{y^2}{2}} \varphi(y) dy \notin \mathcal{E}.$
- (2) $\varphi(X_n) = f'(X_n) X_n f(X_n)$ となっていることを確認する.

このとぎ $E[\varphi(X_n)] = E[f'(X_n) - X_n f(X_n)] \rightarrow E[G] = 0$ となるのでよい.

6 The operator norm of random matrices

Wiegner's theorem は 暗に次のことを意味している:2 < a < b とし、確率変数 # $\{i; \lambda_i^{(n)} \in [a,b]\} = n\mu_{X^{(n)}}([a,b]) = \rho_n([a,b]) \in \{0,\dots,n\}$ を考える。 $E[\rho_n([a,b])] = n\int_a^b ds = o(n)$

問題 固有値 $\lambda_i^{(n)}$ s.t. $|\lambda_i^{(n)}| > 2 + \varepsilon$ となるものは存在するのか? 言い換えれば,確率変数 $\lambda_1^{(n)}, \lambda_n^{(n)}$ は極限をもつのか? もしそうなら +2, -2 となるのか?

類似の問題

問題 $\max\{|\lambda_1^{(n)}|,|\lambda_n^{(n)}|\} = \|X^{(n)}\| = \sup_{|\lambda| \neq 0} \|X\lambda\|_{L^2}/\|\lambda\|_{L^2}$ のとき、 $\lim_{n \to \infty} \|X^{(n)}\|$ はどうなるか?

次のことは容易に示せる

補題 6.1 任意の $\varepsilon > 0$ に対して $P(\liminf_{n\to\infty} ||X^{(n)}|| \ge 2) \ge 1 - \varepsilon$

証明(概略)もし $\liminf_{n\to\infty} ||X^{(n)}|| < 2-\varepsilon$ ならば、全固有値は $[-2+\varepsilon,2-\varepsilon]$ に入っている。 $\operatorname{tr}((X^{(n)})^{2k}) \to \operatorname{Cat}(k) \le (2-\varepsilon)^{2k}$ だが、 $\operatorname{Cat}(k) \sim c \cdot 4^k \cdot k^{-\frac{3}{2}}$ なので、十分大きな k で矛盾する.

これより、 $P(\limsup_{n\to\infty}\|X^{(n)}\|\leq 2)=1$ がいえれば、 $\lim_{n\to\infty}\lambda_1^{(n)},\lim_{n\to\infty}\lambda_n^{(n)}$ の存在と、それらが +2,-2 であることを暗に示す。これを示すには、2 つのアプローチがある:

- (1) "soft" net argument : $P(\|X^{(n)}\| \ge 10) \to 0 (n \to \infty)$ (bound が 2 だとダメだが、5 倍すると示せる). なお $\sup L(\|X^{(n)}\|) = [0,\infty]$
- (2) strong moment argument : $\forall \varepsilon > 0, P(\limsup_{n \to \infty} ||X^{(n)}|| > 2 + \varepsilon) = 0$

6.1 "soft" net argument

簡単のため $\sqrt{n}X^{(n)}$ について調べる. $X_{ij}^{(n)}$ は n に依存した分散をもつ. $S=\{x\in\mathbb{C}^n:|\lambda|=1\}$ とする. このとき,十分に大きな定数 A と n によらない定数 c, C があって

$$\forall x \in S, P(|Mx| \ge \sqrt{n}A) \le C \exp(-ncA) \tag{*}$$

となる (Wick's theorem などを利用して愚直に分散を計算すると示せる).

注意 実際, この結果は $\sqrt{n}X_{ij}^{(n)}$ が iid のサブガウシアンである場合と同じである.

補題 6.2 Σ を S の maximal 1/2-net とする.このとき \mathbb{C} 値 $n \times n$ ランダ m ム行列 $X^{(n)}$ について

$$\forall \lambda > 0, P(\|X_1^{(n)}\| > \lambda) \le P\left(\bigvee_{\mathbf{y} \in \Sigma} |X^{(n)}\mathbf{y}| > \frac{\lambda}{2}\right)$$

が成り立つ.

注意 左辺の条件は, $\|X^{(n)}\| = \sup_{x \in S} \|X^{(n)}x\| > \lambda \Leftrightarrow \forall x \in S, |X^{(n)}x| > \lambda$. このままでは無限個の x を考えなければならないが,右辺を評価することで有限個について考えれば済むことになる.こうして分解した右辺を,上で述べた (*) 式を利用して抑える.

証明 $x \in S$ を ||M|| = |Mx| ととる.また $y \in \Sigma$ を |x - y| < 1/2 ととる.このとき $|Mx - My| \le ||M||/2$.三角不等式から |My| > ||M||/2 が従う.よって, $||M|| > \lambda$ ならば $|My| > \lambda/2$.

 $P\left(\bigvee_{y\in\Sigma}|X^{(n)}y|>\lambda/2\right)\leq \#\Sigma\cdot\max_{y\in\Sigma}P(|X^{(n)}y|>\lambda/2)$ が成り立つことは直ちにわかる.ここで $\#\Sigma$ を評価する

補題 6.3 Σ を S の ε -net とする. このとき, $\exists c>0$ s.t. $\#\Sigma<(c/\varepsilon)^n$

証明 # $\Sigma \cdot \text{Vol}B(0,\varepsilon/2) \leq \text{Vol}(B(0,3/\varepsilon))$. ただし $\text{Vol}(B(0,x)) = Cx^n, \exists C > 0$.

以上より、(*)も合わせて

$$P(\|X^{(n)}\| > \lambda) \le \tilde{C}^n C \exp\left(-nc \cdot \frac{\lambda}{2}\right)$$

λを十分大きくとれば、右辺は指数的に 0 に近づく.

注意 上記の soft " ε -net" argument では $\exists C>0$ があって, $P(\|X^{(n)}\|>C) \xrightarrow{n\to\infty} 0$ となる。この方法では, C は有限だが C=10 となってしまい最適化できない。

6.2 strong moment argument

定理 6.4 任意の $\varepsilon > 0$ に対して $P(\|X^{(n)}\| > 2 + \varepsilon) \xrightarrow{n \to \infty} 0$ ならば、 $P(\limsup_{n \to \infty} \|X^{(n)}\| \le 2 + \varepsilon) = 1$ となる.

注意 この結果は, $P(\liminf_{n\to\infty}\|X^{(n)}\|\leq 2-\varepsilon)=1$ とあわせると $P(\lim_{n\to\infty}\|X^{(n)}\|=2)=1$ であることがわかる.

 $k \in \mathbb{N}$ をとる。 $\|(X^{(n)})^{2k}\| = \|X^{(n)}\|^{2k} \le \operatorname{Tr}((X^{(n)})^{2k})$ 。期待値をとると $E[\|X^{(n)}\|^{2k}] \le E[\operatorname{Tr}((X^{(n)})^{2k})]$ となる。また,Markov の不等式より $P(\|X^{(n)}\|^{2k} > 2 + \varepsilon) \le E[\|X^{(n)}\|^{2k}]/(2 + \varepsilon)^{2k}$.

ここで $Inv(2k) = \{\sigma \in S_{2k}; \sigma^2 = id, [\forall x \in \{1, ..., 2k\}, \sigma(x) \neq x]\}$ (後ろの条件は大体 pair partition) として, $f(k,i) = \#\{\sigma \in Inv(2k) \text{ s.t. } |\gamma| + 2i = |\gamma\sigma| + |\sigma|, \gamma = (12...2k) \in S_{2k}\}$ とする.

補題 6.5 $f(k,i+1) \le k^2 f(k,i)$

証明 $\sigma \in S_{2k}$ をとる.この genks $g(\sigma)$ によって $|\gamma| + g(\sigma) = |\gamma\sigma| + |\sigma|$. すべてのケーリーグラフ $\{\sigma': |\sigma\sigma'| = 1\}$ 内の σ の neighbor に注目する.もし $g(\sigma) \neq 0$ なら,少なくとも 1 つの neighbor は $g(\sigma') = g(\sigma)$ をみたす.

これを使うと,

$$\begin{split} P(\|X^{(n)}\|^{2k} > 2 + \varepsilon) &\leq (2 + \varepsilon)^{-2k} \left\{ n \operatorname{Cat}(k) + n^{-1} k^2 \operatorname{Cat}(k) + n^{-3} k^4 \operatorname{Cat}(k) + \cdots \right\} \\ &\leq (2 + \varepsilon)^{-2k} \operatorname{Cat}(k) \cdot n \left\{ 1 + \left(\frac{k}{n}\right)^2 + \left(\frac{k}{n}\right)^4 + \cdots \right\} \\ &\leq (2 + \varepsilon)^{-2k} \operatorname{Cat}(k) \cdot n \cdot 2 \end{split}$$

スターリングの公式より $\operatorname{Cat}(k) \sim 4^k k^{-\frac{3}{2}} (1+o(1))$ (あるいは $\operatorname{Cat}(k) \leq 4^k/(k+1)$ を用いて $P(\|X^{(n)}\|^{2k} > 2+\varepsilon) \leq (2+\varepsilon)^{-2k} \frac{4^k}{k+1} \cdot n \cdot 2 \leq (\frac{2+\varepsilon}{\varepsilon})^{-2k} \frac{2n}{k})$. もし $k \gg \log n$ なら右辺は 0 に収束する.

注意 $n \times n$ 複素正方行列 X に対してその scatter p-norm は $\|X\|_p = \sqrt[q]{\mathrm{Tr}((XX^*)^{p/2})}$ で定義される。ここで $\|X\| \le \|X\|_p$ を使う。(ここで n^{-p} だけ違うが, $\sqrt[q]{\mathrm{tr}((XX^*)^{p/2})} \le \|X\|$ もまた成り立つ。したがって $n^{-1/p}\|X\|_p \le \|X\| \le \|X\|_p$ が成り立つ。) $n^{-1/p} \to 1$ は $p \gg \log n$ と同値。

7 Stieltjes transform

確率論による一般原理:変換を通した分布の分析. 例えば...

- フーリエ変換: $F_X(t) = E[e^{itX}]$
- ラプラス変換: $L_X(t) = E[e^{tX}]$
- メリン変換: $M_X(t) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{itx} dF_X(x)$

• ...

Stieltjes transform は Wiegner's semicircular theorem の新たな証明を与えた.

定義 7.1 実数値確率測度 μ に対して、その Stieltjes transform は $z \in \mathbb{C} \setminus \mathbb{R}$ に対して

$$S_{\mu}(z) = \int \frac{1}{x - z} d\mu(x)$$

で定義される.

 $|1/(x-z)| \le 1/|\mathrm{Im}z|$ ならば, S_{μ} は well-defined であり, $|S_{\mu}(z) \le 1/|\mathrm{Im}z|$ をみたす.

注意 歴史的な注意. Cauchy 変換

$$G_{\mu}(z) = \int_{\mathbb{D}} \frac{1}{z - x} d\mu(x)$$

とは $G_{\mu}(z) = -S_{\mu}(z)$ の関係がある. Stieltjes は確率論を意識してこの関数を定義したが、Cauchy はそのことを考えていたかは不明.

X を分布 μ に従う実数値確率変数とする。また $\mathrm{supp}\mu\subset [-K,K]$ であり z は |z|>K にとることにする。いま $G_\mu(z)$ を

$$G_{\mu}(z) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{E[X^k]}{z^{k+1}}$$

とかく。もし μ が有界なサポートをもてば、すべてのモーメントは有限である。モーメントは μ を一意に決定づける。これによって $\int p(x)d\mu(x)$ が計算可能となる。したがって stone-weierstrass の定理によって有界連続な関数 $\rho(x)$ に対して $\int \rho(x)d\mu(x)$ が計算可能となる。ゆえに Risez の表現定理によって μ は一位に特徴付けられる。

よって、 $S_{\mu}(z)$ は μ を特徴づける。もし μ が有界サポートをもつなら $\mu \mapsto S_{\mu}$ の単射がつくれる。X のモーメントは $z \to \infty$ での $G_{\mu} = -S_{\mu}$ のテイラー展開の係数によって決まる。

注意 もし μ が単純点測度 $\mu = \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_i \delta_{\lambda_i}$ なら、 μ は容易に S_{μ} から回復できる.

例 $\mu = \delta_0/3 + \delta_1/3 + \delta_2/3$ なら,

$$S_{\mu}(z) = \frac{1}{3} \left(\frac{1}{z} + \frac{1}{1-z} + \frac{1}{2-z} \right)$$

一般の一意な特徴づけまず、次を考える

$$Im S_{\mu}(a+ib) = \pi \mu * P_b(a)$$

ここで, $P_b(a)$ は $P_b(a) = \frac{1}{\pi} \frac{b}{(a-x)^2+b^2} = \frac{1}{b} P_1 \left(\frac{a}{b}\right)$ である.

例 $d\mu = \rho(x)dx$ とすると $\rho(x) = \lim_{\varepsilon \to +0} \operatorname{Im} \frac{1}{\pi} S_{\mu}(x + i\varepsilon)$

 S_{μ} を半円を示すのにどうやって使うか?

 X_n ε GUE(n) ε ε ε Im ε ε 0 ε ε ε . ε ε . ε

$$s_n(z) := E\left[\operatorname{tr}((X_n - zI_n)^{-1})\right] = S_{\mu_n}(z)$$

ここで μ_n は正規化した期待固有値計数測度

これらを利用して $s_n(z) \rightarrow s_{\mu_{sc}}(z)$ を示す.

メインアイデアは、 X_n に対する $s_n(z)$ と、その左上 $(n-1) \times (n-1)$ 小行列 \tilde{X}_n に対する $s_n(z)$ を比較することである。

Exercise 2.4.11

これを $X = X_n - zI$ に適用して期待値をとると

$$s_n(z) = -E \left[\frac{1}{z - o(1/\sqrt{n}) - B_n^* (\tilde{X}_n - zI_{n-1}) B_n} \right]$$

ここで $E[\operatorname{tr}((X_n - zI_n)^{-1})] = E[((X_n - zI_n)^{-1})_{11}]$ である.

2. 実際に以下を示せる:

$$|B_n^*(\tilde{X}_n - zI_{n-1})B_n - s_n(z)| = o\left(\frac{1}{n}\right)$$

algebric argument として $\tilde{\lambda}_1^{(n)} \geq \cdots \geq \tilde{\lambda}_{n-1}^{(n)}$ は \tilde{X}_n の固有値とすると, $\lambda_i^{(n)} \geq \tilde{\lambda}_i^{(n)} \geq \lambda_{i+1}^{(n)}$ が成り立つ。最後に, B_n と $\tilde{X}_n - zI_{n-1}$ が独立であることを使うと B が消える。以上により結局

$$s_n(z) = -\frac{1}{z + s_n(z)} + o(1)$$

がわかる. s_n は $s_{\mu_{sc}}(z) = -\frac{1}{z+s_{\mu_{sc}}(z)}$ の解に収束しなければならない. これで求まる s(z) は,半円分布の Stieltjes transform になっている:

$$s_{\mu_{\rm sc}}(z)=\frac{-z+\sqrt{z^2-4}}{2}$$

22