

## ПРЕДЕЛЬНЫЕ ТЕОРЕМЫ ДЛЯ ПЕРМАНЕНТА СЛУЧАЙНОЙ МАТРИЦЫ

Изучение распределения некоторых функций от случайных матриц, таких как перманент, детерминант и др., является интересной теоретико-вероятностной задачей. Однако точное распределение этих функций, как правило, сложное. Поэтому представляют интерес различные предельные теоремы при увеличении порядка матрицы.

В данной статье рассматриваются предельные теоремы типа закона больших чисел для перманента случайной матрицы. Отметим, что второй и четвертый моменты перманента случайной матрицы при некоторых предположениях нашел Прекопа \*).

Под перманентом матрицы

$$A_n = \begin{vmatrix} \xi_{11} & \dots & \xi_{1n} \\ \xi_{21} & \dots & \xi_{2n} \\ \dots & \dots & \dots \\ \xi_{n1} & \dots & \xi_{nn} \end{vmatrix}$$

понимают выражение

$$\text{per } A_n = \sum_{i_1, \dots, i_n} \xi_{i_1 1} \xi_{i_2 2} \dots \xi_{i_n n},$$

где  $i_1, i_2, \dots, i_n$  — перестановка чисел  $1, 2, \dots, n$ , и сумма берется по всем таким перестановкам.

**Теорема 1.** Если случайные величины  $\xi_{ij}$ ,  $i, j = 1, 2, \dots$  независимы и существуют такие постоянные  $d > 0$  и  $C > 0$ , что  $d \leq \xi_{ij} \leq C$  с вероятностью единица для всех  $i, j = 1, 2, \dots$ , то для всякого  $\varepsilon > 0$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \sqrt[n]{\frac{\text{per } A_n}{M \text{ per } A_n}} - 1 \right| < \varepsilon \right\} = 1.$$

**Доказательство.** Пусть  $a_{ij} = M \xi_{ij}$ ,  $\sigma_{ij} = D \xi_{ij}$ . Заметим, что  $M \text{ per } A_n \neq 0$ , и запишем  $\text{per } A_n$  в виде

$$\frac{\text{per } A_n}{M \text{ per } A_n} = \prod_{i=1}^n \gamma_i,$$

\* ) А. Прекопа. On random determinants. 1. — Studia Scientiarum, Mathematicarum, 2. Hungaria, 1967.

где

$$\gamma_i = \frac{\text{per } T_i}{\text{per } T_{i+1}},$$

$$T_i = \begin{vmatrix} a_{11} & \dots & a_{1n} \\ \dots & \dots & \dots \\ a_{i-11} & \dots & a_{i-1n} \\ \xi_{i1} & \dots & \xi_{in} \\ \dots & \dots & \dots \\ \xi_{n1} & \dots & \xi_{nn} \end{vmatrix}.$$

Далее,

$$\ln \sqrt[n]{\frac{\text{per } A_n}{M \text{ per } A_n}} = \frac{\sum_{i=1}^n \ln \gamma_i}{n}.$$

Пусть  $B_{il}$  — перманент матрицы, полученной из матрицы  $T_i$  вычеркиванием  $i$ -й строчки и  $l$ -го столбика. Так как  $B_{ik}$  и  $B_{il}$ ,  $k \neq l$ ,  $k, l = \overline{1, n}$  отличаются только одним столбиком, то

$$\frac{B_{ik}}{B_{il}} \geq \frac{d}{C}.$$

Используя это, а также неравенство Чебышева и условные математические ожидания, имеем

$$\begin{aligned} P \{ |\gamma_i - 1| > \varepsilon \} &\leq \frac{1}{\varepsilon^2} M \left[ \frac{(\xi_{i1} - a_{i1}) B_{i1} + \dots + (\xi_{in} - a_{in}) B_{in}}{a_{i1} B_{i1} + \dots + a_{in} B_{in}} \right]^2 = \\ &= \frac{1}{\varepsilon^2} M \frac{\sigma_{i1} B_{i1}^2 + \dots + \sigma_{in} B_{in}^2}{(a_{i1} B_{i1} + \dots + a_{in} B_{in})^2} = \\ &= \frac{1}{\varepsilon^2} \sum_{l=1}^n \frac{\sigma_{il}}{\left( a_{i1} + a_{i2} \frac{B_{i2}}{B_{il}} + \dots + a_{in} \frac{B_{in}}{B_{il}} \right)^2} \ll \\ &\ll \frac{nC^2}{\varepsilon^2 \left( 1 + (n-1) \frac{d}{C} \right)^2 d^2} \ll \frac{C^4}{\varepsilon^2 d^4 n}. \end{aligned} \quad (1)$$

Так как  $\ln^2(1 \pm a) \leq \frac{a^2}{(1-a)^2}$ ,  $0 < a < 1$ , то

$$M \ln^2 \gamma_i \leq \frac{\varepsilon^2}{(1-\varepsilon)^2} P \{ |\gamma_i - 1| < \varepsilon \} + (\ln^2 d + \ln^2 C) P \{ |\gamma_i - 1| > \varepsilon \}.$$

Для любого  $\delta > 0$  при достаточно больших  $n$  будет

$$M \ln^2 \gamma_i \leq \delta, \quad i = \overline{1, n}.$$

Тогда

$$P \left\{ \left| \frac{\sum_{i=1}^n \ln \gamma_i}{n} \right| > \varepsilon \right\} < \frac{\sum_{i=1}^n M \ln^2 \gamma_i}{n^2 \varepsilon^2} + \frac{\sum_{i \neq j} \sqrt{M \ln^2 \gamma_i} \sqrt{M \ln^2 \gamma_j}}{n^2 \varepsilon^2} < \\ < \frac{\delta}{n \varepsilon^2} + \frac{\delta}{\varepsilon^2}.$$

Отсюда и вытекает утверждение теоремы.

**Теорема 2.** Если случайные величины  $\xi_{ij}$ ,  $i, j = 1, 2, \dots$  независимы, одинаково распределены, существует  $M \xi_{11} = a$  и для некоторого постоянного  $c > 0$  с вероятностью единица  $\xi_{ij} > c$ ,  $i, j = 1, 2, \dots$ , то для всякого  $\varepsilon > 0$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \sqrt[n]{\frac{\text{per } A_n}{n!}} - a \right| < \varepsilon \right\} = 1. \quad (2)$$

**Доказательство.** Введем два набора случайных величин, зависящих от  $\xi_{ij}$ ,  $i, j = 1, 2, \dots$  следующим образом:

$$\eta_{ij}^{(n)} = \xi_{ij}, \quad \zeta_{ij}^{(n)} = 0, \quad \text{если } \xi_{ij} < \sqrt[n]{n};$$

$$\eta_{ij}^{(n)} = c, \quad \zeta_{ij}^{(n)} = \xi_{ij}, \quad \text{если } \xi_{ij} > \sqrt[n]{n}.$$

Преобразуем пер  $A_n$ :

$$\frac{\text{per } A_n}{n! a^n} = \prod_{i=1}^n \frac{\text{per } T_i}{\text{per } T_{i+1}},$$

где

$$T_i = \begin{vmatrix} a & \dots & a \\ \dots & \dots & \dots \\ a & \dots & a \\ \xi_{i1} & \dots & \xi_{in} \\ \dots & \dots & \dots \\ \xi_{i1} & \dots & \xi_{in} \end{vmatrix}.$$

Используя неравенство между средним геометрическим и средним арифметическим  $n$  положительных чисел, получаем

$$\sqrt[n]{\frac{\text{per } A_n}{n!}} < \frac{\sum_{i=1}^n x_i^{(n)}}{n} + \frac{\sum_{i=1}^n y_i^{(n)}}{n},$$

где

$$x_i^{(n)} = \sum_{k=1}^n \frac{\eta_{ki}^{(n)} A_{kk}}{\sum_{k=1}^n A_{kk}};$$

$$y_i^{(n)} = \sum_{l=1}^n \frac{c_{li}^{(n)} A_{ll}}{\sum_{k=1}^n A_{lk}};$$

$A_{ll}$  — перманент матрицы, полученной из матрицы  $T_l$  вычеркиванием  $l$ -й строчки и  $l$ -го столбика.

Используя условные математические ожидания, легко проверить, что

$$Mx_i^{(n)} = M\eta_{11}^{(n)}, \quad M(x_i^{(n)})^2 \leq \sqrt{n},$$

$R(x_i, x_j) = 0$ ,  $My_i^{(n)} = M\zeta_{11}^{(n)}$ ,  $i \neq j$ ,  $i, j = \overline{1, n}$ ,  
где  $R(x_i, x_j)$  — корреляционная функция случайных величин  $x_i^{(n)}$  и  $x_j^{(n)}$ .

Поэтому

$$P \left\{ \left| \frac{\sum_{i=1}^n x_i^{(n)}}{n} - M\eta_{11}^{(n)} \right| > \frac{\varepsilon}{2} \right\} \leq \frac{4 \sum_{i=1}^n M(x_i^{(n)})^2}{n^2 \varepsilon^2} \leq \frac{4\sqrt{n}}{\varepsilon^2 n}.$$

Так как  $\lim_{n \rightarrow \infty} M\eta_{11}^{(n)} = a$ , то для любого  $\frac{\varepsilon}{2}$  для достаточно больших  $n$

$$|M\eta_{11}^{(n)} - a| < \frac{\varepsilon}{2}.$$

Отсюда

$$P \left\{ \left| \frac{\sum_{i=1}^n x_i^{(n)}}{n} - a \right| > \varepsilon \right\} \leq P \left\{ \left| \frac{\sum_{i=1}^n x_i^{(n)}}{n} - M\eta_{11}^{(n)} \right| > \frac{\varepsilon}{2} \right\} + P \left\{ |M\eta_{11}^{(n)} - a| > \frac{\varepsilon}{2} \right\} \leq \frac{4\sqrt{n}}{n\varepsilon^2}.$$

Далее, используя неравенство Чебышева, получаем

$$P \left\{ \left| \frac{\sum_{i=1}^n y_i^{(n)}}{n} > \frac{\varepsilon}{2} \right\} \leq \frac{2M \sum_{i=1}^n y_i^{(n)}}{n\varepsilon} = \frac{2M\zeta_{11}^{(n)}}{\varepsilon}.$$

Так как  $\lim_{n \rightarrow \infty} M\zeta_{11}^{(n)} = 0$ , то при достаточно больших  $n$

$$M\zeta_{11}^{(n)} < \varepsilon^2.$$

Поэтому

$$P \left\{ \left| \frac{\sum_{i=1}^n x_i^{(n)} + \sum_{i=1}^n y_i^{(n)}}{n} - a \right| > \varepsilon \right\} \leq P \left\{ \left| \frac{\sum_{i=1}^n x_i^{(n)}}{n} - a \right| > \frac{\varepsilon}{2} \right\} + P \left\{ \left| \frac{\sum_{i=1}^n y_i^{(n)}}{n} > \frac{\varepsilon}{2} \right\} \leq \frac{4\sqrt{n}}{n\varepsilon^2} + \frac{\varepsilon}{2}.$$

Итак,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \sqrt[n]{\frac{\text{per } A_n}{n!}} < a + \varepsilon \right\} = 1. \quad (3)$$

Теперь обозначим

$$\alpha^{(n)} = M\eta_{11}^{(n)}, \quad \sigma^{(n)} = D\eta_{11}^{(n)},$$

$$B_n = \begin{vmatrix} \eta_{11}^{(n)} & \dots & \eta_{1n}^{(n)} \\ \dots & \dots & \dots \\ \eta_{n1}^{(n)} & \dots & \eta_{nn}^{(n)} \end{vmatrix},$$

$$P_i = \begin{vmatrix} \alpha^{(n)} & \dots & \alpha^{(n)} \\ \dots & \dots & \dots \\ \alpha^{(n)} & \dots & \alpha^{(n)} \\ \eta_{i1}^{(n)} & \dots & \eta_{in}^{(n)} \\ \dots & \dots & \dots \\ \eta_{n1}^{(n)} & \dots & \eta_{nn}^{(n)} \end{vmatrix}.$$

Очевидно, что  $\text{per } A_n > \text{per } B_n$ . Преобразуем  $\text{per } B_n$ :

$$\ln \sqrt[n]{\frac{\text{per } B_n}{P_{n+1}}} = \frac{\sum_{i=1}^n \ln \gamma_i}{n},$$

где

$$\frac{\text{per } P_i}{\text{per } P_{i+1}} = \gamma_i.$$

Используя (1), получаем

$$P \{ |\gamma_i - 1| > \varepsilon \} < \frac{1}{\varepsilon^2 c^4 \sqrt{n}};$$

$$M \ln^2 \gamma_i < \frac{\varepsilon^2}{(1-\varepsilon)^2} + \left( \ln^2 c + \frac{\ln^2 n}{64} \right) \frac{1}{\varepsilon^2 c^4 \sqrt{n}}.$$

Поэтому для любого  $\delta > 0$  при достаточно больших  $n$

$$M \ln^2 \gamma_i < \delta, \quad i = \overline{1, n}.$$

Отсюда

$$\begin{aligned} P \left\{ \left| \frac{\sum_{i=1}^n \ln \gamma_i}{n} \right| > \varepsilon \right\} &< \frac{\sum_{i=1}^n M \ln^2 \gamma_i}{n^2 \varepsilon^2} + \frac{\sum_{i=1}^n \sqrt{M \ln^2 \gamma_i} \sqrt{M \ln^2 \gamma_i}}{n^2 \varepsilon^2} < \\ &< \frac{\delta}{n \varepsilon^2} + \frac{\delta}{\varepsilon^2}. \end{aligned}$$

Так как  $\lim_{n \rightarrow \infty} a^{(n)} = a$ , то для любого  $\frac{\varepsilon}{2}$  при достаточно больших  $n$

$$|a^{(n)} - a| < \frac{\varepsilon}{2}.$$

Тогда

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \sqrt[n]{\frac{\text{per } B_n}{n!}} - a \right| > \varepsilon \right\} &\leq \lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \sqrt[n]{\frac{\text{per } B_n}{n!}} - a^{(n)} \right| > \frac{\varepsilon}{2} \right\} + \\ &+ \lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ |a^{(n)} - a| > \frac{\varepsilon}{2} \right\} = 0. \end{aligned}$$

Поэтому

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \sqrt[n]{\frac{\text{per } A_n}{n!}} \geq a - \varepsilon \right\} = 1. \quad (4)$$

Из (3) и (4) следует (2). Теорема доказана.

V. L. Girko

#### LIMIT THEOREMS FOR RANDOM MATRIX PERMANENT

##### Summary

Some limit theorems, similar to the law of large numbers for the permanent of random matrices with independent random element are proved under certain assumption.

Поступила в редколлегию 14.VI.1969.