

то при  $0 < |t| \leq M$  из (20) получим следующее неравенство:

$$\begin{aligned} K/2 \cdot |t| \int_0^\infty x^{n-2} f(\sqrt{(M/2)^2 + x^2}) dx &\leq |r(0) - r(t)| \leq \\ &\leq K/2 \cdot |t| \int_0^\infty x^{n-2} f(x) dx, \end{aligned}$$

т. е. оценку вида  $A|t| \leq |r(0) - r(t)| \leq B|t|$ ,  $A$  и  $B$  — положительные константы. Теорема доказана.

1. Kawada T. Sample functions of Polya processes // Pacific J. Math. 1981. 97, N 1. P. 292—301. 2. Великоіваненко А. І. Многомерные аналоги теоремы Пойа // Теория вероятностей и мат. статистика. 1986. Вып. 34. С. 36—43. 3. Ядренко М. Й. Локальні властивості вибіркових функцій випадкових полів // Вісн. Київ. ун-ту. Математика та механіка. 1967. № 9. С. 103—112. 4. Yeh J. Differentiability of sample functions of Gaussian processes // Proc. Amer. Math. Soc. 1967. 18, N 1. P. 105—108. 5. Витушкін А. Г. О многомерных вариациях. М., 1955. 255 с. 6. Фихтенгольц Г. М. Курс дифференциального и интегрального исчисления. М., 1962. Т. 3. 643 с.

Поступила в редакцию 14.06.85

УДК 519.21

В. Л. ГИРКО, д-р физ.-мат. наук, Киев. ун-т

**УРАВНЕНИЕ ДЛЯ ПРЕОБРАЗОВАНИЙ СТИЛЬСЕА  
ПРЕДЕЛЬНЫХ СПЕКТРАЛЬНЫХ ФУНКЦИЙ ИЗОТРОПНЫХ  
СЛУЧАЙНЫХ МАТРИЦ**

В статье доказано утверждение, обобщающее результаты работы [1]. Как и в работе [1], распределение случайного  $m$ -мерного вектора  $\vec{\xi}' = (\xi_1, \dots, \xi_m)$  будем называть изотропным, если  $H\xi \approx \xi$ , где  $H$  — ортогональная вещественная матрица  $m$ -го порядка, символ  $\approx$  означает совпадение распределений.

Введем изотропные случайные матрицы  $\Xi = (\vec{\xi}_1, \dots, \vec{\xi}_n)$ ,  $\xi_i \approx \xi$ ,  $\lambda_i$  — собственные числа матрицы  $n^{-1}\Xi\Xi'$ ,  $\mu_n(x) = n^{-1} \sum_{k=1}^n F(x - \lambda_k)$ ,  $F(y) = 0$ , если  $y \leq 0$ ,  $F(y) = 1$ , если  $y > 0$ .

**Теорема.** Если для каждого значения  $m$  и  $n$  случайные векторы  $\xi_i$  независимы,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} mn^{-1} = c, \quad 0 < c < \infty; \quad (1)$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}\{(\vec{\xi}, \vec{\xi}) m^{-1} < x\} = G(x); \quad (2)$$

$$\mathbf{M}\xi_1^4 < a < \infty, \quad (3)$$

то почти для любого  $x$   $\text{plim}_{n \rightarrow \infty} \mu_n(x) = \mu(x)$ , где  $\mu(x)$  — функция распределения, преобразование Стильеса которой  $u(t) = \int_0^\infty (t+x)^{-1} d\mu(x)$  удовлетворяет уравнению

$$u(t) = \int_0^\infty [t+x(1+ xu(t))^{-1}c]^{-1} dG(x), \quad t > 0. \quad (4)$$

Решение уравнения (4) существует и единственно в классе аналитических функций при  $t > 0$ .

**Доказательство.** Из книги [2, с. 177] вытекает, что почти для всех значений  $x$

$$\operatorname{plim}_{n \rightarrow \infty} [\mu_n(x) - M\mu_n(x)] = 0. \quad (5)$$

Для спектральных функций  $M\mu_n(x)$  рассмотрим преобразование Стильбеса

$$\int_0^\infty (t+x)^{-1} dM\mu_n(x) = n^{-1} M \operatorname{Sp} (It + n^{-1} \Xi \Xi')^{-1}.$$

Согласно [2, с. 175]

$$M \operatorname{Sp} R_s^t - M \operatorname{Sp} R_{s-1}^t = M(d/dt) \ln [1 + n^{-1} (R_{s-1}^t \vec{\xi}_s, \vec{\xi}_s)],$$

где  $R_s^t = (It + n^{-1} \sum_{k=1}^s \vec{\xi}_k \vec{\xi}_k')^{-1} = (r_{ij}^s)_{i,j=1}^m$ .

В силу того что распределения векторов  $\vec{\xi}_k$  изотропны, из этой формулы находим

$$M \operatorname{Sp} R_n - M \operatorname{Sp} R_{n-1} = M(d/dt) \ln [1 + r_{11}^{n-1} (\vec{\xi}_1, \vec{\xi}_1) n^{-1}], \quad r_{11}^{n-1} \approx r_{jj}^{n-1}.$$

Докажем, что при  $t > 0$

$$\operatorname{plim}_{n \rightarrow \infty} (r_{11}^{n-1} - Mr_{11}^{n-1}) = 0. \quad (6)$$

Для этого представим разность  $r_{11}^{n-1} - Mr_{11}^{n-1}$  в следующем виде:

$$r_{11}^{n-1} - Mr_{11}^{n-1} = \sum_{k=1}^{n-1} [M_{k-1}(r_{11}^{n-1} - r_{11}^{n-1,k}) - M_k(r_{11}^{n-1} - r_{11}^{n-1,k})], \quad (7)$$

где  $M_k$  — условное математическое ожидание при фиксированной минимальной  $\sigma$ -алгебре, относительно которой измеримы случайные векторы  $\vec{\xi}_{k+1}, \dots, \vec{\xi}_n$ ;  $r_{11}^{n-1,k}$  — элемент матрицы  $(It + \sum_{s \neq n, k} \vec{\xi}_s \vec{\xi}_s')^{-1}$ .

С учетом формулы (3.1.31) [2, с. 190] находим

$$M(r_{11}^{n-1} - Mr_{11}^{n-1})^2 \leq \sum_{k=1}^{n-1} M \left( \sum_{l=1}^m r_{11}^{n-1,k} \vec{\xi}_{lk} \right)^2 n^{-2}.$$

Так как распределение вектора  $\vec{\xi}$  изотропно и  $\sum_{l=1}^m (r_{11}^{n-1,k})^2 \leq t^{-1}$ , то при  $t > 0$  в силу условия (3) выполняется (6). Используя (6) и то, что  $Mr_{11}^{n-1} = m^{-1} M \operatorname{Sp} R_{n-1} = m^{-1} M \operatorname{Sp} R_n + o(1)$ , получаем

$$M \operatorname{Sp} R_n - M \operatorname{Sp} R_{n-1} = M(d/dt) \ln [1 + M \operatorname{Sp} R_n (\vec{\xi}_1, \vec{\xi}_1) n^{-1} m^{-1}] + o(1). \quad (8)$$

Рассмотрим матрицы

$$H_k = \sum_{s=1}^k (\vec{\xi}_s, \vec{\xi}_s) \vec{h}_s \vec{h}_s' n^{-1} m^{-1} + n^{-1} \sum_{s=k+1}^n \vec{\xi}_s \vec{\xi}_s',$$

где  $\vec{h}_k$  — независимые случайные векторы, распределенные по нормальному закону  $N(0, I)$  и не зависящие от случайных векторов  $\vec{\xi}_k$ . Используем (8) и соотношение

$$\operatorname{plim}_{n \rightarrow \infty} [((It + H_k - (\vec{\xi}_k, \vec{\xi}_k) \vec{h}_k \vec{h}_k m^{-1} n^{-1})^{-1} \vec{h}_k, \vec{h}_k) n^{-1} - \\ - n^{-1} \operatorname{Sp}(It + H_k)^{-1}] = 0,$$

тогда

$$\operatorname{plim}_{n \rightarrow \infty} n^{-1} [\mathbf{M} \operatorname{Sp} R_n - \mathbf{M} \operatorname{Sp} (It + H_n)^{-1}] = 0. \quad (9)$$

Для функций  $\mathbf{M} \operatorname{Sp} (It + H_n)^{-1}$  можно воспользоваться хорошо развитой теорией предельных теорем [3, с. 265]. В силу этого следствия с учетом (1) — (5) и (9)

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{M} \operatorname{Sp} (It + H_n)^{-1} = u(t),$$

где  $u(t)$  удовлетворяет уравнению (4). Теорема доказана.

1. *Yin Y. Q., Krishnaiah P. R. Limit theorem for the eigenvalues of the sample covariance matrix when the underlying distribution is isotropic// Теория вероятностей и ее применения. 1985. 30, вып. 4. С. 810—816.* 2. *Гирко В. Л. Случайные матрицы. К., 1975. 448 с.* 3. *Гирко В. Л. Теория случайных детерминант. К., 1980. 368 с.*

Поступила в редакцию 17.12.85

УДК 519.21

В. Л. ГИРКО, д-р физ.-мат. наук,  
А. К. МАТВЕЙЧУК, инж., Киев. ун-т

### ПРЕДЕЛЬНАЯ ТЕОРЕМА ДЛЯ ФУНКЦИОНАЛОВ ОТ СЛУЧАЙНЫХ БЛУЖДАНИЙ

Пусть  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k, \dots$  — последовательность независимых случайных величин, заданных на вероятностном пространстве  $(\Omega, F, P)$ , со значениями в  $R = (-\infty, \infty)$ . Последовательность случайных величин  $\{S_k\}_{k=0}^{\infty}$ , где  $S_0 = 0$ ,  $S_n = S_{n-1} + \xi_n$ , называют случайным блужданием. Величины  $\xi_n$  называются шагами блуждания, а величины  $S_n$  — положением блуждания после  $n$ -го шага.

В настоящей работе изучается предельное поведение функционалов от случайных блужданий, которые можно представить в виде  $\sum_{k=1}^n f(S_k)$ , где  $f(x) = \sum_{m=1}^r c_m \exp(iu_m x)$ ,  $|c_m| \leq c < \infty$ .

**Теорема.** Пусть для постоянных  $u_m$ ;  $m$ ,  $t = \overline{1, r}$ ;  $r < \infty$ ;  $i = 1, 2, \dots$

$$|\varphi_i(u_m)| \leq \varphi < 1; \quad (1)$$

$$|\varphi_i(u_m + u_t)| \leq \varphi_1 < 1, \quad (2)$$