

Н. А. САПОВ

**О МНОГОМЕРНЫХ НЕОДНОРОДНЫХ ЦЕПЯХ МАРКОВА**

(Представлено академиком С. Н. Бернштейном 10 IX 1949)

1. Пусть  $S^{(n)}$ ,  $n = 1, 2, \dots$ , — последовательность некоторых систем, которые, эволюционируя, в определенные, дискретно расположенные моменты времени  $t_i$ ,  $i = 1, 2, \dots$ , принимают в зависимости от случая возможные состояния  $S_j^{(n)}(t_i) = S_{ji}^{(n)}$ ,  $j = 1, 2, \dots, g_i^{(n)}$ . Эволюция системы  $S^{(n)}$  рассматривается только до момента времени  $t_{k_n}$  (включительно),  $n = 1, 2, \dots$ . В каждый из моментов времени  $t_i$  с каждой системой  $S^{(n)}$ ,  $n = 1, 2, \dots, i = 1, 2, \dots, k_n$ , связывается случайный  $h$ -мерный вектор  $X_i^{(n)} = X_i^{(n)}(x_{i1}^{(n)}, \dots, x_{ih}^{(n)})$  евклидова пространства  $R_h$ , имеющий  $g_i^{(n)}$  возможных значений  $\Xi_{ij}^{(n)} = \Xi_{ij}^{(n)}(\xi_{ji1}^{(n)}, \dots, \xi_{jih}^{(n)})$ ,  $j = 1, 2, \dots, g_i^{(n)}$ , причем состоянию  $S_{ji}^{(n)}$  системы  $S^{(n)}$  относится значение  $\Xi_{ji}^{(n)}$  вектора  $X_i^{(n)}$ .

Процесс эволюции систем  $S^{(n)}$  предполагается марковским: вероятность, что в момент времени  $t_i$  система  $S^{(n)}$  окажется в состоянии  $S_{ji}^{(n)}$ , если в предшествующий момент времени  $t_{i-1}$  она находилась в состоянии  $S_{i-1}^{(n)}$ , обозначается через  $P_{i,j}^{(n,i)}$ .

Ю. В. Линник, обобщая один тонкий результат С. Н. Бернштейна <sup>(1,2)</sup>, доказал следующую замечательную теорему <sup>(3,4)</sup>.

Теорема. Пусть выполняются условия:

1)  $h = 1, k_n = n$ ;

2)  $|\xi_{jil}^{(n)}| < c_1$ ;

3)  $\frac{1}{g_i^{(n)}} \sum_{j=1}^{g_i^{(n)}} (\xi_{jil}^{(n)} - \alpha_{il}^{(n)})^2 > c_2$ , где  $\alpha_{il}^{(n)} = \frac{1}{g_i^{(n)}} \sum_{j=1}^{g_i^{(n)}} \xi_{jil}^{(n)}$ ;

4)  $g_i^{(n)} < c_3$ ;

5)  $P_{i,j}^{(n,i)} \geq \frac{1}{n^\alpha}$ ,

где постоянная  $\alpha < 1/3$ , каковы бы ни были  $n, i, j$  и  $l$ .

Тогда при  $n \rightarrow \infty$

$$P \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n X_i^{(n)} - A_n}{\sqrt{B_n}} < x \right\} \rightarrow \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt,$$

где  $A_n = M \left( \sum_{i=1}^n X_i^{(n)} \right)$ ,  $B_n = M \left( \sum_{i=1}^n X_i^{(n)} - A_n \right)^2$ .

При  $\alpha \geq 1/3$  это, вообще говоря, уже неверно.

$c_1, c_2, \dots$  здесь и в дальнейшем — положительные постоянные.  $M(z)$  — математическое ожидание  $z$ .  $P\{\dots\}$  — вероятность события, указанного в скобках.

2. Возвращаемся к случаю произвольного  $h$ .

Положим

$$\Delta_i^{(n)}(U) = \frac{1}{g_i^{(n)}} \sum_{j=1}^{g_i^{(n)}} \left[ (U, \Xi_{ji}^{(n)}) - \frac{1}{g_i^{(n)}} \sum_{j=1}^{g_i^{(n)}} (U, \Xi_{ji}^{(n)}) \right]^2,$$

где

$$(U, \Xi_{ji}^{(n)}) = \sum_{l=1}^h u_l \xi_{jil}^{(n)}$$

является скалярным произведением некоторого вспомогательного вектора  $U = U(u_1, \dots, u_h)$  на вектор  $\Xi_{ji}^{(n)} (\xi_{jil}^{(n)}, \dots, \xi_{jih}^{(n)})$ .

Положим

$$\delta(X_i^{(n)}) = \min_{\left( \sum_{k=1}^h u_k^2 = 1 \right)} \Delta_i^{(n)}(U),$$

где минимум берется относительно всех  $U$  с условием  $\sum_{k=1}^h u_k^2 = 1$ .

Теорема. Пусть выполняются условия:

1)  $|\xi_{jil}^{(n)}| < c_4$ ;

2)  $\delta(X_i^{(n)}) > c_5$ ;

3)  $g_i^{(n)} < c_6$ ;

4)  $P_{i,j}^{(n,i)} \geq \frac{1}{n^\alpha}$ ,

где постоянная  $\alpha < 1/3$ , каковы бы ни были  $n, i, j$  и  $l$ .

Тогда при  $k_n = n \rightarrow \infty$

$$P \left\{ X \left( \frac{\sum_1^{(n)}}{\sqrt{B_1^{(n)}}}, \frac{\sum_2^{(n)}}{\sqrt{B_2^{(n)}}}, \dots, \frac{\sum_h^{(n)}}{\sqrt{B_h^{(n)}}} \right) \in I \right\} = \\ = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^h D^{(n)}}} \int \dots \int \exp \left( \frac{1}{2D^{(n)}} \sum_{l,m} D_{l,m}^{(n)} t_l t_m \right) dt_1 \dots dt_h + o(1),$$

где  $I$  — произвольный интервал (см. (5)) пространства  $R_h$ ,

$$\sum_l^{(n)} = \sum_{i=1}^n x_{il}^{(n)}, \quad B_l^{(n)} = M \left( \sum_l^{(n)} \right)^2,$$

$$r_{l,m}^{(n)} = \frac{M \left( \sum_l^{(n)} \cdot \sum_m^{(n)} \right)}{\sqrt{B_l^{(n)} \cdot B_m^{(n)}}},$$

$D^{(n)}$  — определитель  $|r_{l,m}^{(n)}|$ ,  $D_{l,m}^{(n)}$  — минор определителя  $D^{(n)}$ , соответствующий элементу  $r_{l,m}^{(n)}$  (считаем  $M(\sum_l^{(n)}) = 0$ ).

3. Доказательство этой теоремы имеет своим основанием теорему п. 2 моей предшествующей заметки (5) и сформулированную выше теорему Ю. В. Линника и состоит в следующем.

Вводим при  $\sum_{k=1}^h u_k^2 = 1$  вспомогательные скалярные случайные величины

$$Z_i^{(n)} = \sum_{k=1}^h u_k \frac{x_{ik}^{(n)}}{\sqrt{B_k^{(n)}}}, \quad i = 1, 2, \dots, n,$$

и относим состоянию  $S_{ji}^{(n)}$  системы  $S^{(n)}$  значение  $\zeta_{ji}^{(n)} = \sum_{k=1}^h u_k \frac{\xi_{ijk}^{(n)}}{\sqrt{B_k^{(n)}}}$  этой величины  $Z_i^{(n)}$ . Тогда ясно, что величины  $Z_i^{(n)}$  удовлетворяют всем условиям теоремы Ю. В. Линника: выполнение условий 1), 2), 4) и 5) очевидно, условие 3) следует из условия 2) доказываемой теоремы. Поэтому

$$P\left\{\sum_{i=1}^n Z_i^{(n)} < x\right\} - \frac{1}{\sqrt{2\pi\beta_n}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2\beta_n} dt \rightarrow 0$$

равномерно для всех  $U$  и  $x$ , где

$$\beta_n = M\left(\sum_{i=1}^n Z_i^{(n)}\right)^2 = \sum_{l, m=1}^h u_l u_m r_{l, m}^{(n)}.$$

Но

$$\begin{aligned} & \frac{1}{\sqrt{2\pi\beta_n}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2\beta_n} dt = \\ & = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^h D^{(n)}}} \int \dots \int \exp\left(-\frac{1}{2D^{(n)}} \sum_{l, m} D_{l, m}^{(n)} t_l t_m\right) dt_1 \dots dt_h. \quad (*) \end{aligned}$$

$$\left(\sum_{k=1}^h u_k \frac{t_k}{\sqrt{B_k^{(n)}}} < x\right)$$

Теперь можно воспользоваться теоремой п. 2 из (5), так как условия а) и б) этой теоремы без труда проверяются для распределения, определяемого функцией (\*). Тем самым наша теорема доказана.

Ленинградский государственный университет  
им. А. А. Жданова

Поступило  
9 IX 1949

#### ЦИТИРОВАННАЯ ЛИТЕРАТУРА

- <sup>1</sup> С. Н. Бернштейн, Изв. АН СССР, сер. матем., (6), 20, 1459 (1926).  
<sup>2</sup> С. Н. Бернштейн, ДАН, (А), 55 (1928). <sup>3</sup> Ю. В. Линник, ДАН, 60, № 1 (1948). <sup>4</sup> Ю. В. Линник, Изв. АН СССР, сер. матем., 13, 65 (1949). <sup>5</sup> Н. А. Сапогов, ДАН, 69, № 1 (1949).