

А. Н. Т и м а ш е в (Москва, ТВП). **Асимптотические разложения распределения числа компонент в случайном отображении.**

Рассматривается класс всех n^n однозначных отображений n -элементного множества в себя. Задавая на этом классе равномерное распределение, обозначим через ν_n случайную величину, равную числу компонент связности в случайно выбранном отображении. Известно [1], что

$$\mathbf{P}\{\nu_n = N\} = \frac{n!}{N!n^n} \frac{1}{2\pi i} \oint \frac{(-\ln(1-\theta(z)))^N}{z^{n+1}} dz, \quad N = 1, 2, \dots, n, \quad (1)$$

где

$$\theta(z) = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{k^{k-1}}{k!} z^k, \quad |z| \leq e^{-1} \quad (2)$$

и интегрирование осуществляется по окружности $|z| = z_0 \in (0, e^{-1})$, пробегаемой в положительном направлении.

Известно также [2, с. 85], что если $n, N \rightarrow \infty$ так, что

$$N = \frac{\ln n}{2} + x\sqrt{\frac{\ln n}{2}}, \quad |x| \leq c = \text{const}, \quad (3)$$

то равномерно относительно $x \in [-c, c]$

$$\mathbf{P}\{\nu_n = N\} = \frac{1}{\sqrt{\pi \ln n}} e^{-x^2/2} (1 + o(1)). \quad (4)$$

Соотношение (4) означает, в частности, что при условиях (3) случайная величина $\sqrt{2/\ln n}(\nu_n - (\ln n)/2)$ имеет в пределе при $n \rightarrow \infty$ стандартное нормальное распределение.

Оценки вероятности $\mathbf{P}\{\nu_n = N\}$ для случая, когда $N = N(n)$ при $n \rightarrow \infty$ меняется так, что $N \ln N = o(\ln n)$, можно найти в [3]. В [1] такого рода оценки получены в предположении, что $n, N \rightarrow \infty$ так, что $1 < \beta_0 \leq \beta = nN^{-1} \leq \beta_1 < +\infty$, $\beta_0, \beta_1 = \text{const}$ а также при условии $n - N = o(\sqrt{n}) \geq 0$. Случай, когда $\ln n = o(N)$ и $N = O((\ln n)^2)$ при $n \rightarrow \infty$, рассматривался в [4].

Теорема. Пусть n, N так, что $0 < \gamma_0 \leq \gamma = N/\ln n \leq \gamma_1 < +\infty$, $\gamma_0, \gamma_1 = \text{const}$.

Тогда равномерно относительно $\gamma \in [\gamma_0, \gamma_1]$

$$\mathbf{P}\{\nu_n = N\} = \sqrt{\frac{2\gamma}{n}} e^{\varphi(\gamma)} \frac{(\ln n)^N}{2^N N!} (1 + o(1)),$$

где: $\varphi(\gamma) = \gamma(1 - \ln(2\gamma)) - 1/2 < 0$ при $\gamma > 0$, $\gamma \neq 1/2$; $\varphi(1/2) = 0$.

Доказательство проводится применением метода перевала к (1) с учетом (2).

Следствие 1. В условиях теоремы равномерно относительно $\gamma \in [\gamma_0, \gamma_1]$

$$\mathbf{P}\{\nu_n = N\} = \frac{(en)^{\varphi(\gamma)}}{\sqrt{\pi \ln n}} (1 + o(1)).$$

Следствие 2. Пусть $n, N \rightarrow \infty$ так, что $N = (\ln n)/2 + x\sqrt{(\ln n)/2}$, где $x = x(n) = o(\sqrt{\ln n})$.

Тогда

$$\mathbf{P}\{\nu_n = N\} = \frac{1}{\sqrt{\pi \ln n}} \exp \left\{ -\frac{x^2}{2} + \sum_{m=1}^{\infty} \frac{(-1)^{m+1} x^{m+2}}{(m+1)(m+2)} \left(\frac{2}{\ln n} \right)^{m/2} \right\} (1 + o(1)). \quad (5)$$

Ряд в (5) при всех достаточно больших значениях n сходится и является асимптотическим разложением в том смысле, что если $x = x(n) = o((\ln n)^{(M+1)/(2M+6)})$, $M = 0, 1, \dots$, при $n \rightarrow \infty$, то

$$\mathbf{P}\{\nu_n = N\} = \frac{1}{\sqrt{\pi \ln n}} \exp \left\{ -\frac{x^2}{2} + \sum_{m=1}^M \frac{(-1)^{m+1} x^{m+2}}{(m+1)(m+2)} \left(\frac{2}{\ln n} \right)^{m/2} \right\} (1 + o(1)).$$

З а м е ч а н и е. Из следствия 2 при $M = 0$ получаем, что оценка (4) остается справедливой, если $x = x(n) = o((\ln n)^{1/6})$; при $M = 1$ получаем, что если $x = x(n) = o((\ln n)^{1/4})$, то

$$\mathbf{P}\{\nu_n = N\} = \frac{1}{\sqrt{\pi \ln n}} \exp \left\{ -\frac{x^2}{2} + \frac{x^3}{6} \sqrt{\frac{2}{\ln n}} \right\} (1 + o(1))$$

и т. д.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Тимашев А.Н.* Случайные отображения конечных множеств с известным числом компонент. — Теория вероятн. и ее примен., 2003, т. 48, в. 4, с. 818–828.
2. *Колчин В.Ф.* Случайные отображения. М.: Наука, 1984, 208 с.
3. *Павлов Ю.Л.* Предельные распределения одной характеристики случайного отображения. — Теория вероятн. и ее примен., 1981, т. XXVI, в. 4, с. 841–847.
4. *Чеплюкова И.А.* Об одной характеристике случайного отображения с известным числом циклов. — Дискретн. матем., 2006, т. 18, в. 3, с. 43–60.