

УДК 519.2

## О ЧИСЛЕ ДЕРЕВЬЕВ ЗАДАННОГО ОБЪЕМА В СЛУЧАЙНОМ НЕПОМЕЧЕННОМ НЕКОРНЕВОМ ЛЕСЕ

Е. С. Берникович

*Институт прикладных математических исследований  
Карельского научного центра РАН*

Рассматривается множество  $F_{N,n}$  всех случайных лесов, состоящих из  $N$  упорядоченных некорневых деревьев и  $n$  незанумерованных вершин, на котором задано равномерное распределение вероятностей. Для таких лесов доказаны предельные теоремы о числе деревьев заданного объема при  $N, n \rightarrow \infty$  так, что  $1 < n/N \leq L = 2.0512772\dots$

Ключевые слова: случайные леса, число деревьев заданного объема, обобщенная схема размещения, предельные теоремы.

### **E. S. Bernikovich. ON THE NUMBER OF TREES OF A GIVEN SIZE IN A RANDOM UNLABELLED UNROOTED FOREST**

We consider the set  $F_{N,n}$  of all random forests consisting of  $N$  ordered unrooted trees and  $n$  unlabelled vertices with uniform probability distribution on this set. We prove limit theorems for the number of trees of a given size in such forest as  $N, n \rightarrow \infty$  so that  $1 < n/N \leq L = 2.0512772\dots$

Key words: random forests, number of trees of a given size, generalized allocation scheme, limit theorems.

### **ВВЕДЕНИЕ**

Нахождение предельных распределений таких важных характеристик как максимальный объем дерева и число деревьев заданного объема является традиционным направлением исследований различных типов случайных лесов (см. [Pavlov, 2000; Павлов, Лосева, 2002; Хворостянская, 2002; Колчин, 2004]). Для изучавшихся ранее типов случайных лесов было показано, что такие распределения близки и часто отличаются друг от друга только значениями параметров. Основными методами получения результатов были методы теории ветвящихся процессов (в тех случаях, когда

лес генерируется процессом Гальтона-Ватсона ([Pavlov, 2000]) и обобщенная схема размещения частиц по ячейкам, введенная и подробно изученная В. Ф. Колчиным (см., например, [Колчин, 2004]). В настоящей статье доказываются предельные теоремы, описывающие распределение числовой характеристики  $\mu_r$ , равной числу деревьев, содержащих  $r$  вершин, в случае, когда  $N, n \rightarrow \infty$  так, что  $1 < n/N \leq L = 2.0512772\dots$ , для непомеченных некорневых лесов. Заметим, что для таких лесов в работе [Берникович, Павлов, 2011] получено полное описание предельного поведения другой характеристики – максимального объема дерева, где под объемом понимается число вершин, содержащихся в этом дереве.

## ОСНОВНЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ

Обозначим  $F_{N,n}$  – множество случайных непомеченных лесов, состоящих из  $N$  некорневых деревьев, упорядоченных одним из  $N!$  возможных способов, с общим числом вершин  $n$ . Зададим на этом объекте равномерное распределение вероятностей.

Пусть независимые одинаково распределенные целочисленные случайные величины  $\xi_1, \dots, \xi_N$  имеют распределение следующего вида:

$$p_k = \mathbf{P}\{\xi_1 = k\} = t_k \lambda^k t^{-1}(\lambda), \quad (1)$$

$$k = 1, 2, \dots, \quad 0 < \lambda \leq R,$$

где  $t_k$  – число непомеченных некорневых деревьев, содержащих  $k$  вершин. Рассмотрим производящую функцию

$$t(x) = \sum_{k=1}^{\infty} t_k x^k. \quad (2)$$

Свойства функции (2) изучены в [Харари, Палмер, 1977]. Показано, что начало этой суммы вглядит следующим образом:

$$t(x) = x + x^2 + x^3 + 2x^4 + 3x^5 + 6x^6 + 11x^7 + \dots,$$

и радиус сходимости ряда  $R = 0.3383219\dots$  Кроме того, функцию  $t(x)$  можно представить в виде

$$t(x) = a_0 - a_1(R - x) + a_2(R - x)^{3/2} + \dots, \quad (3)$$

где  $a_0 = t(R) = 0.5628769\dots$ ,  $a_1 = t'(R) = 3.4127749\dots$ ,  $a_2 = 6.4243753\dots$  При  $k \rightarrow \infty$

$$t_k = \alpha \left( R^k k^{5/2} \right)^{-1} + O \left( \left( R^k k^{7/2} \right)^{-1} \right), \quad (4)$$

где  $\alpha = (3a_2/4\sqrt{\pi}) R^{3/2} = 0.5349485\dots$

В работе [Берникович, Павлов, 2011] показано, что справедливо равенство:

$$\mathbf{P}\{\eta_1 = k_1, \dots, \eta_N = k_N\} =$$

$$\mathbf{P}\{\xi_1 = k_1, \dots, \xi_N = k_N | \xi_1 + \dots + \xi_N = n\}, \quad (5)$$

где  $\eta_1, \dots, \eta_N$  – случайные величины, равные объемам деревьев леса из  $F_{N,n}$ . Это равенство означает, что для рассматриваемых случайных лесов выполнены условия обобщенной схемы размещения частиц по ячейкам (см., например, [Колчин, 2004]).

Пусть

$$L = a_1 R / a_0 = 2,0512772\dots \quad (6)$$

Следуя [Берникович, Павлов, 2011], в качестве  $\lambda$  берем решение уравнения

$$\lambda t'(\lambda) / t(\lambda) = n / N. \quad (7)$$

Обозначим  $m = \mathbf{E} \xi_1$ ,  $\sigma^2 = \mathbf{D} \xi_1$ . Из (1), (2) и (7) получаем, что

$$m = \frac{\lambda t'(\lambda)}{t(\lambda)} = \frac{n}{N}, \quad \sigma^2 = \frac{\lambda^2 t''(\lambda)}{t(\lambda)} + m - m^2. \quad (8)$$

Положим

$$\sigma_{rr}^2 = p_r \left( 1 - p_r - \frac{(m - r)^2}{\sigma^2} p_r \right). \quad (9)$$

Справедливы следующие утверждения о предельном поведении числа вершин заданного объема  $\mu_r$ .

**Теорема 1.** Пусть  $N, n \rightarrow \infty$ ,  $n/N \rightarrow 1$ ,  $n - N \rightarrow \infty$ . Тогда для любого  $r \geq 2$  равномерно относительно  $u_r = (k - N p_r) / \sqrt{N p_r}$  в любом фиксированном конечном интервале для целых неотрицательных  $k$

$$\mathbf{P}\{\mu_r = k\} = \frac{1}{k!} (N p_r)^k \exp\{-N p_r\} (1 + o(1)).$$

**Теорема 2.** Пусть  $N, n \rightarrow \infty$  так, что  $1 < C_1 \leq n/N \leq C_2 < L$ . Тогда равномерно относительно  $u_r = (k - N p_r) / (\sigma_{rr} \sqrt{N})$  в любом фиксированном конечном интервале для целых неотрицательных  $k$

$$\mathbf{P}\{\mu_r = k\} = (\sigma_{rr} \sqrt{2\pi N})^{-1} e^{-u_r^2/2} (1 + o(1)).$$

**Теорема 3.** Пусть  $N, n \rightarrow \infty$  так, что  $n/N \rightarrow L$ ,  $N(L - n/N)^3 \rightarrow \infty$ . Тогда для целых неотрицательных  $k$ :

1. при фиксированном  $r$  равномерно относительно  $u_r = (k - N p_r) / (\sigma_{rr} \sqrt{N})$  в любом фиксированном конечном интервале

$$\mathbf{P}\{\mu_r = k\} = (\sigma_{rr} \sqrt{2\pi N})^{-1} e^{-u_r^2/2} (1 + o(1));$$

2. при  $r \rightarrow \infty$  равномерно относительно  $u_r = (k - N p_r) / \sqrt{N p_r}$  в любом фиксированном конечном интервале

$$\mathbf{P}\{\mu_r = k\} = \frac{1}{k!} (N p_r)^k \exp\{-N p_r\} (1 + o(1)).$$

Ниже приводятся леммы 1–4, с помощью которых будут доказаны сформулированные теоремы.

### ВСПОМОГАТЕЛЬНЫЕ УТВЕРЖДЕНИЯ

Пусть  $r$  – натуральное число. Введем независимые вспомогательные случайные величины  $\xi_i^{(r)}$ ,  $i = 1, \dots, N$ , такие, что

$$\mathbf{P}\{\xi_i^{(r)} = k\} = \mathbf{P}\{\xi_i = k | \xi_i \neq r\}. \quad (10)$$

Положим

$$\zeta_N = \xi_1 + \dots + \xi_N, \quad \zeta_N^{(r)} = \xi_1^{(r)} + \dots + \xi_N^{(r)}.$$

Обозначим также  $m_r = \mathbf{E} \xi_1^{(r)}$ ,  $\sigma_r^2 = \mathbf{D} \xi_1^{(r)}$ . Из (1), (8) и (10) вытекают следующие соотношения:

$$m_r = \frac{m - rp_r}{1 - p_r},$$

$$\sigma_r^2 = \frac{\sigma^2}{(1 - p_r)^2} \left( 1 - p_r - p_r \frac{(m - r)^2}{\sigma^2} \right). \quad (11)$$

Пусть  $\varphi(u)$ ,  $\varphi^{(r)}(u)$ ,  $\varphi_S^{(r)}(u)$  – характеристические функции случайных величин  $\xi_1$ ,  $\xi_1^{(r)}$ ,  $(\zeta_S^{(r)} - Sm_r)/(\sigma_r \sqrt{S})$  соответственно. Используя (1), (2) и (10), нетрудно получить, что

$$\varphi(u) = \frac{t(\lambda R^{iu})}{t(\lambda)}, \quad \varphi^{(r)}(u) = \frac{\varphi(u) - p_r e^{iur}}{1 - p_r}. \quad (12)$$

В условиях обобщенной схемы размещения, как показано в [Колчин, 2004], удобно использовать следующую лемму, которая является следствием соотношения (5).

**Лемма 1.** *Справедливо равенство*

$$\mathbf{P} \{ \mu_r = k \} = \binom{N}{k} p_r^k (1 - p_r)^{N-k} \frac{\mathbf{P} \{ \zeta_{N-k}^{(r)} = n - kr \}}{\mathbf{P} \{ \zeta_N = n \}}.$$

Лемма 1 показывает, что для изучения предельного поведения  $\mu_r$  достаточно изучить предельное поведение сумм независимых случайных величин  $\zeta_N$  и  $\zeta_N^{(r)}$  и биномиальных вероятностей  $\binom{N}{k} p_r^k (1 - p_r)^{N-k}$ .

Из соотношений (1) – (4) и (6) – (8) нетрудно получить утверждения следующей леммы.

**Лемма 2.** *Пусть  $N, n \rightarrow \infty$ .*

1. *Если  $n/N \rightarrow 1$ , то*

$$\lambda = (n/N - 1)(1 + o(1)), \quad \sigma^2 = 2\lambda(1 + o(1)).$$

2. *Если  $1 < C_1 \leq n/N \leq C_2 < L$ , то*

$$0 < C_1 \leq \lambda \leq C_2 < R, \quad \sigma^2 = 2\lambda(1 + o(1)).$$

3. *Если  $n/N \rightarrow L$ , то*

$$\lambda = R - \frac{4}{9a_2^2} \left( 1 - \frac{n}{LN} \right)^2 (1 + o(1)),$$

$$\sigma^2 = (3a_2)/(4a_0)R^2(R - L)^{-1/2}(1 + o(1)).$$

При выполнении условий теорем 1–3 из (8) и (11) видим, что

$$\sigma_r = \sigma(1 + o(1)). \quad (13)$$

Леммы 3 и 4 будем доказывать для случая  $r \rightarrow \infty$ , поскольку для фиксированного  $r$  их утверждения следуют из результатов работ [Колчин, 2003; Павлов, 2005].

**Лемма 3.** *Пусть  $N, n \rightarrow \infty$  так, что выполнено одно из условий:*

1.  $n/N \rightarrow 1$ ,  $n - N \rightarrow \infty$ ,  $r \geq 2$ ;

2.  $1 < C_1 \leq n/N \leq C_2 < L$ ;

3.  $n/N \rightarrow L$ ,  $N(L - n/N)^3 \rightarrow \infty$ .

*Тогда при  $S = N(1 - p_r)(1 + o(1))$  равномерно по  $u$  в любом конечном интервале*

$$\varphi_S^{(r)}(u) \rightarrow e^{-u^2/2}.$$

*Доказательство.* В дальнейшем нам потребуется явный вид третьей производной  $(\ln \varphi^{(r)}(u))'''_u$ . Для удобства обозначим  $\rho(u) = \varphi(u) - p_r e^{iur}$ . Из (12) получаем, что

$$\begin{aligned} (\ln \varphi^{(r)}(u))''' &= (\varphi'''(u) + ir^3 p_r e^{iur}) \rho^{-1}(u) \\ &\quad - 3(\varphi'(u) - ir p_r e^{iur})(\varphi''(u) + r^2 p_r e^{iur}) \rho^{-2}(u) \\ &\quad + 2(\varphi'(u) - ir p_r e^{iur})^3 \rho^{-3}(u). \end{aligned} \quad (14)$$

Используя (1), (2), (4), (8), (11), (13) и лемму 2, можно убедиться в выполнении соотношения

$$\sigma_r \sqrt{S} \rightarrow \infty \quad (15)$$

при каждом из условий леммы 2.

Поскольку

$$\varphi_S^{(r)}(u) = \exp \left\{ -\frac{iSm_r u}{\sigma_r \sqrt{S}} \right\} \left( \varphi^{(r)} \left( \frac{u}{\sigma_r \sqrt{S}} \right) \right)^S,$$

справедливо равенство

$$\ln \varphi_S^{(r)}(u) = -\frac{iSm_r u}{\sigma_r \sqrt{S}} + S \ln \varphi^{(r)} \left( \frac{u}{\sigma_r \sqrt{S}} \right). \quad (16)$$

При достаточно малых  $u$  имеет место разложение

$$\begin{aligned} \ln \varphi^{(r)}(u) &= u \left( \frac{\partial \ln \varphi^{(r)}(u)}{\partial u} \right)_{u=0} \\ &\quad + \frac{u^2}{2} \left( \frac{\partial^2 \ln \varphi^{(r)}(u)}{\partial u^2} \right)_{u=0} + \frac{u^3}{3!} Q(u) \\ &= ium_r - \frac{u^2 \sigma_r^2}{2} + \frac{u^3}{6} Q(u), \end{aligned} \quad (17)$$

где

$$|Q(u)| \leq 2 \max_{|\tau| \leq |u|} |\ln \varphi^{(r)}(\tau)'''|. \quad (18)$$

Отсюда и из (15) – (18) следует, что при выполнении условий леммы при любом фиксированном  $u$  справедливо соотношение

$$\ln \varphi_S^{(r)}(u) = -\frac{u^2}{2} + \frac{u^3}{6\sigma_r^3\sqrt{S}}Q\left(\frac{u}{\sigma_r\sqrt{S}}\right). \quad (19)$$

Для доказательства леммы достаточно показать, что второе слагаемое равенства (19) стремится к нулю.

Из (18) следует, что

$$\left| \frac{u^3}{6\sigma_r^3\sqrt{S}}Q\left(\frac{u}{\sigma_r\sqrt{S}}\right) \right| \leq \frac{|u|^3}{3}Q_1(u), \quad (20)$$

где

$$Q_1(u) = \max_{|\tau| \leq |u/(\sigma_r\sqrt{S})|} |\ln \varphi^{(r)}(\tau)'''| / (\sigma_r^3\sqrt{S}). \quad (21)$$

Рассмотрим случай, когда  $1 < C_1 \leq n/N \leq C_2 < L$ . Из (1), (2) и (12) следует, что производные  $\varphi'(u)$ ,  $\varphi''(u)$ ,  $\varphi'''(u)$  ограничены, а  $r^3 p_r \rightarrow 0$  при  $r \rightarrow \infty$ . Отсюда, из (11), (13) – (15) и (19) – (21) получаем, что

$$\ln \varphi_S^{(r)}(u) = (-u^2/2)(1 + o(1)). \quad (22)$$

Пусть теперь

$$n/N \rightarrow 1, \quad n - N \rightarrow \infty, \quad r \geq 2.$$

Из (1) и (11), применяя лемму 2, нетрудно вывести, что

$$\sigma_r^3\sqrt{S} = \sqrt{8}(n - N)^{3/2}N^{-1}(1 + o(1)). \quad (23)$$

Из (2) и (12) получаем выражения:

$$\begin{aligned} \varphi(u) &= 1 + O(\lambda), \quad \varphi'(u) = i + O(\lambda), \\ \varphi''(u) &= -1 + O(\lambda), \quad \varphi'''(u) = -i + O(\lambda). \end{aligned}$$

Ясно, что при  $r \geq 2$  из (1) следует, что  $p_r \rightarrow 0$ . Таким образом, из (14) получаем, что  $\ln \varphi^{(r)}(u)''' = O(\lambda)$ . Откуда, применяя (23), получаем соотношение

$$\ln \varphi^{(r)}(u)''' / (\sigma_r^3\sqrt{S}) = (n - N)^{-1/2}(1 + o(1)),$$

а значит из (19) – (21) следует (22).

Осталось рассмотреть случай

$$n/N \rightarrow L, \quad N(L - n/N)^3 \rightarrow \infty.$$

Аналогично (23), делаем вывод, что в этом случае

$$\sigma_r^3\sqrt{S} = (3a_2)/(4a_0)^{3/2}R^3(R - L)^{-3/4}(1 + o(1)). \quad (24)$$

Из (1), (2) и (12) следует, что  $\varphi'(u) \rightarrow \text{const}$ ,  $\varphi''(u) \rightarrow \infty$ ,  $\varphi'''(u) \rightarrow \infty$ , а

$$t'''(\lambda)/(\sigma^3\sqrt{N}) \asymp ((L - n/N)N)^{-1/2}.$$

Тогда из (19) – (21) и (24) получаем (22).  $\square$

Ниже приводится лемма 4, в которой устанавливается локальная сходимость распределения суммы  $\zeta_S^{(r)}$  к нормальному закону.

**Лемма 4.** Пусть  $N, n \rightarrow \infty$  так, что выполнено одно из условий леммы 3. Тогда при  $S = N(1 - p_r)(1 + o(1))$

$$\mathbf{P} \left\{ \zeta_S^{(r)} = l \right\} = \frac{1}{\sigma_r\sqrt{2\pi S}} e^{-z^2/2} (1 + o(1))$$

равномерно по  $l$ , для которых  $z = (l - S m_r) / \sigma_r\sqrt{S}$  находится в любом фиксированном конечном интервале.

*Доказательство.* Следуя классическому доказательству локальных предельных теорем, представим рассматриваемую вероятность по формуле обращения в виде интеграла

$$\mathbf{P} \left\{ \zeta_S^{(r)} = l \right\} = \frac{1}{2\pi\sigma_r\sqrt{S}} \int_{-\pi\sigma_r\sqrt{S}}^{\pi\sigma_r\sqrt{S}} e^{-izt} \varphi_S^{(r)}(t) dt. \quad (25)$$

Поскольку

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-izt} e^{-t^2/2} dt, \quad (26)$$

разность

$$R_s = \sqrt{2\pi} \left( \sigma_r\sqrt{2\pi S} \mathbf{P} \left\{ \zeta_S^{(r)} = l \right\} - e^{-z^2/2} \right)$$

можно представить в виде суммы

$$R_s = I_1 + I_2 + I_3 + I_4, \quad (27)$$

где

$$I_1 = \int_{-A}^A e^{-izt} \left( \varphi_S^{(r)}(t) - e^{-t^2/2} \right) dt,$$

$$I_2 = \int_{A < |t| \leq \varepsilon\sigma_r\sqrt{S}} e^{-izt} \varphi_S^{(r)}(t) dt,$$

$$I_3 = \int_{\varepsilon\sigma_r\sqrt{S} < |t| \leq \pi\sigma_r\sqrt{S}} e^{-izt} \varphi_S^{(r)}(t) dt,$$

$$I_4 = - \int_{A < |t|} e^{-izt - t^2/2} dt,$$

положительные постоянные  $A, \varepsilon$  будут выбраны позднее. Для доказательства леммы достаточно показать, что разность  $R_s$  можно сделать сколь угодно малой при больших  $n, N$ .

Из (26) следует, что  $|I_4| \leq \int_{A < |t|} e^{-t^2/2} dt$ , и,

выбрав достаточно большое  $A$ , мы можем сделать  $I_4$  сколь угодно малым.

Оценим  $I_3$ . Пусть  $1 < C_1 \leq n/N \leq C_2 < L$ . Поскольку максимальный шаг распределения  $\xi_1^{(r)}$  равен 1,  $0 < C_3 \leq \lambda \leq C_4 < R$ , при  $\varepsilon < |t| \leq \pi$  выполняется неравенство

$$|\varphi^{(r)}(t)| \leq e^{-C_5}. \quad (28)$$

Здесь и далее  $C_5, C_6, \dots$  означают некоторые положительные постоянные. Поэтому

$$|I_3| \leq 2 \int_{\varepsilon \sigma_r \sqrt{S}}^{\pi \sigma_r \sqrt{S}} e^{-C_5 S} dt \leq C_6 \sigma_r \sqrt{S} e^{-C_5 S}$$

и  $I_3 \rightarrow 0$  при  $S \rightarrow \infty$  и постоянном  $\varepsilon > 0$ . При условии  $n/N \rightarrow L$ ,  $N(L - n/N)^3 \rightarrow \infty$ , выполнено (28), поэтому, проводя аналогичные выкладки, находим, что  $|I_3| \rightarrow 0$  и в этом случае.

Пусть теперь  $n/N \rightarrow 1$ ,  $n - N \rightarrow \infty$ . Из (2), (3), (12) и того, что  $p_r \rightarrow 0$ , получаем соотношение  $|\varphi^{(r)}(t)|^S \leq e^{-C_8 \lambda S}$ . Тогда по лемме 2

$$|I_3| \leq C_9 \sigma_r \sqrt{S} e^{-C_8 \lambda S}$$

и  $I_3 \rightarrow 0$  при  $S \rightarrow \infty$  и постоянном  $\varepsilon > 0$ .

Оценим теперь  $I_1$  и  $I_2$  при фиксированных  $\varepsilon$  и  $A$ . По лемме 3 слабая сходимости к нормальному распределению равномерна на любом конечном интервале и, следовательно, интеграл  $I_1 \rightarrow 0$  при  $S \rightarrow \infty$ . Для интеграла  $I_2$  справедлива оценка

$$|I_2| \leq \int_{A < |t| \leq \varepsilon \sigma_r \sqrt{S}} |\varphi_S^{(r)}(t)| dt.$$

При каждом из условий леммы 3 и  $t < \varepsilon \sigma_r \sqrt{S}$  из леммы 2, (20) и (21) следует выполнение следующего неравенства:

$$\left| \frac{t}{3\sigma_r^3 \sqrt{S}} Q\left(\frac{t}{\sigma_r \sqrt{S}}\right) \right| \leq C_{10} \varepsilon,$$

тогда из (19):

$$|\varphi_S^{(r)}(t)| < e^{-C_7 t^2}.$$

Отсюда делаем вывод, что интеграл  $I_2$  может быть сделан сколь угодно малым при достаточно большом  $A$ .  $\square$

## ДОКАЗАТЕЛЬСТВА ТЕОРЕМ

В работе [Берникович, Павлов, 2011] было показано, что для суммы  $\zeta_N$  при выполнении условий теорем 1 – 3 выполняется соотношение

$$\mathbf{P}\{\zeta_N = n\} = (\sigma \sqrt{2\pi N})^{-1} (1 + o(1)) \quad (29)$$

равномерно относительно  $n$ .

При выполнении условий теоремы 1  $p_r \rightarrow 0$ . Поэтому, как известно, для целых положительных  $k$

$$\binom{N}{k} p_r^k (1 - p_r)^{N-k} = \frac{(N p_r)^k}{k!} e^{-N p_r} (1 + o(1)) \quad (30)$$

равномерно относительно  $(k - N p_r)/\sqrt{N p_r}$  в любом конечном интервале. Для оценки вероятности  $\mathbf{P}\{\zeta_{N-k}^{(r)} = n - kr\}$  используем лемму 4, полагая  $S = N - k$  и  $l = n - kr$ :

$$\begin{aligned} \mathbf{P}\{\zeta_{N-k}^{(r)} = n - kr\} &= (\sigma_r \sqrt{2\pi(N-k)})^{-1} \\ &\times \exp\left\{-\frac{(n - kr - (N-k)m_r)^2}{2\sigma_r^2(N-k)}\right\} (1 + o(1)). \end{aligned}$$

Заметим, что  $N - k = N(1 - p_r - u\sqrt{p_r/N})$ . Отсюда, из леммы 2, (8), (9), (11), (13), вытекает, что

$$\frac{(n - kr - (N-k)m_r)^2}{2\sigma_r^2(N-k)} \rightarrow 0,$$

следовательно,

$$\mathbf{P}\{\zeta_{N-k}^{(r)} = n - kr\} =$$

$$(\sigma \sqrt{2\pi(N-k)})^{-1} (1 + o(1)).$$

Отсюда и из (29) получаем, что

$$\mathbf{P}\{\zeta_{N-k}^{(r)} = n - kr\} / \mathbf{P}\{\zeta_N = n\} \rightarrow 1. \quad (31)$$

Для завершения доказательства осталось применить лемму 1 и (30).

Для доказательства теоремы 2 заметим, что

$$k = N p_r + u_r \sigma_{rr} \sqrt{N}, \quad N - k = N(1 - p_r)(1 + o(1)), \quad (32)$$

где  $u_r \leq C < \infty$ . Используя нормальное приближение для биномиального распределения при  $N p_r(1 - p_r) \rightarrow \infty$ , находим, что

$$\binom{N}{k} p_r^k (1 - p_r)^{N-k} = \frac{1 + o(1)}{\sqrt{2\pi N p_r(1 - p_r)}}$$

$$\times \exp \left\{ -\frac{(k - Np_r)^2}{2Np_r(1 - p_r)} \right\} \quad (33)$$

равномерно относительно

$$(k - Np_r)/\sqrt{Np_r(1 - p_r)}$$

в любом фиксированном конечном интервале. Поскольку из (8) и (9) следует, что  $\sigma_{rr}^2 \leq p_r(1 - p_r)$ , то равенство (33) справедливо равномерно и по  $(k - Np_r)/(\sigma_{rr}\sqrt{N})$ .

По лемме 4 при  $S = N - k$  и  $l = n - kr$ , из (8), (9), (11) и (32) можно установить, что

$$\mathbf{P} \left\{ \zeta_{N-k}^{(r)} = n - kr \right\} = (\sigma_r \sqrt{2\pi N(1 - p_r)})^{-1} \times \exp \left\{ -\frac{(m - r)^2 p_r u_r^2}{2\sigma^2 \left( 1 - p_r + (u_r \sigma_{rr})/\sqrt{N} \right)} \right\} (1 + o(1)). \quad (34)$$

Нетрудно получить, что

$$\frac{(k - Np_r)^2}{2Np_r(1 - p_r)} + \frac{(m - r)^2 p_r u_r^2}{2\sigma^2(1 - p_r)} = \frac{u_r^2}{2}.$$

Отсюда, из (29), (33) и (34), применяя лемму 1, получаем утверждение теоремы 2.

## СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРЕ:

**Берникович Елена Сергеевна**

аспирант лаб. теории вероятностей и компьютерной статистики  
Институт прикладных математических исследований КарНЦ РАН  
ул. Пушкинская, 11, Петрозаводск, Республика Карелия, Россия, 185910  
эл. почта: bern@krc.karelia.ru  
тел.: (8142) 761218

Утверждения теоремы 3 очевидным образом следуют из лемм 1 и 4, (29) – (31), (33).

## ЛИТЕРАТУРА

- Берникович Е. С., Павлов Ю. Л.* О максимальном объеме дерева случайного непомеченного некорневого леса // Дискретная математика. 2011. Т. 23, № 1. С. 3–20.
- Колчин А. В.* Предельные теоремы для обобщенной схемы размещения // Дискретная математика. 2003. Т. 15, № 4. С. 148–157.
- Колчин В. Ф.* Случайные графы. М.: Физматлит, 2004. 256 с.
- Павлов Ю. Л., Лосева Е. А.* Предельные распределения максимального объема дерева в случайном рекурсивном лесе // Дискретная математика. 2002. Т. 14, № 1. С. 60–74.
- Павлов Ю. Л.* Предельные теоремы для объемов деревьев в случайном непомеченном лесе // Дискретная математика. 2005. Т. 17, № 2. С. 70–86.
- Харари Ф., Палмер Э.* Перечисление графов. М.: Мир, 1977. 326 с.
- Хворостянская Е. В.* Об условии возникновения гигантского дерева в случайном непомеченном лесе // Дискретная математика. 2002. Т. 19, № 3. С. 35–50.
- Pavlov Yu.* Random forests. Utrecht: VSP, 2000.

**Bernikovich, Elena**

Institute of Applied Mathematical Research, Karelian Research Centre, Russian Academy of Science  
11 Pushkinskaya St., 185910 Petrozavodsk, Karelia, Russia  
e-mail: bern@krc.karelia.ru  
tel.: (8142) 761218