

А. С. Болотин

О ЧИСЛЕ ТОЧЕК ПЕРЕСЕЧЕНИЯ СЛУЧАЙНЫХ ГИПЕРПЛОСКОСТЕЙ ВНУТРИ ВЫПУКЛОГО ТЕЛА

§1. ВВЕДЕНИЕ

Гиперплоскость в \mathbb{R}^d определяется направлением нормали на единичной сфере $\omega \in \mathbb{S}^{d-1}$ и расстоянием от начала координат $p \in [0, +\infty)$. Пусть \mathbb{G}_d – множество гиперплоскостей в \mathbb{R}^d , $X \subset \mathbb{G}_d$. Мера множества X может быть определена как интеграл

$$\mu(X) = \int_X dp d\omega,$$

где dp – мера Лебега на положительной полуоси, $d\omega$ – мера Хаара на \mathbb{S}^{d-1} . Известно, что такая мера является единственной (с точностью до постоянного множителя) мерой на \mathbb{G}_d , инвариантной относительно движений (см., например, [4]).

Пусть $D \subset \mathbb{R}^d$ – выпуклое тело, через $[D] = \{g \in \mathbb{G}_d : g \cap D \neq \emptyset\}$ обозначим множество гиперплоскостей, пересекающих D . Рассмотрим $n \geq d$ независимых случайных гиперплоскостей g_1, \dots, g_n , распределённых в соответствии с вероятностной мерой

$$\mu_D(X) = \frac{\mu(X \cap [D])}{\mu([D])}.$$

Каждый поднабор из d гиперплоскостей почти наверное имеет единственную точку пересечения. Нас будет интересовать распределение случайной величины $N_n^{(d)}$, равной количеству этих точек, находящихся внутри D . Положим

$$p_{nk}^{(d)} = \mathbb{P}(N_n^{(d)} = k), \quad k = 0, 1, \dots, \binom{n}{d}. \quad (1)$$

Ключевые слова: случайные гиперплоскости, выпуклое тело, мера Крофтона, геометрическая вероятность, числа Стирлинга второго рода, точки пересечения, интегрально-геометрические инварианты, интегральная геометрия.

Работа выполнена при финансовой поддержке Министерства науки и высшего образования Российской Федерации (соглашение № 075-15-2025-344 от 29.04.2025 в Санкт-Петербургском международном математическом институте им. Леонарда Эйлера, ПОМИ РАН).

Классический подход к нахождению $p_{nk}^{(d)}$ заключается в прямом вычислении через геометрические инварианты D [1, 4]. Приведём классические результаты в плоском случае $d = 2$. Известно, что тогда $\mu([D])$ пропорциональна $L(D)$, где $L(D)$ – периметр D . Будем считать, что нормировка μ подобрана так, что $\mu([D]) = L(D)$. Элементарное вычисление даёт

$$p_{20}^{(2)} = 1 - \frac{2\pi S(D)}{L^2(D)}, \quad p_{21}^{(2)} = \frac{2\pi S(D)}{L^2(D)}, \quad (2)$$

где $S(D)$ – площадь D . Для $n = 3$ требуются также инварианты

$$I_2(D) = \int_{[D]} |\chi(g)|^2 dg, \quad U(D) = \int_{g_1 \cap g_2 \in D} u(g_1, g_2) dg_1 dg_2,$$

где $\chi(g) = g \cap D$ – хорда, порождённая прямой g , $|\chi(g)|$ – её длина, $u(g_1, g_2)$ – периметр выпуклого четырёхугольника с вершинами в точках пересечения g_1 и g_2 с границей D .

В [5] получены следующие результаты:

$$\begin{aligned} p_{30}^{(2)} &= 1 - \frac{6\pi S(D) L(D) - 4 I_2(D) - U(D)}{L^3(D)}, \\ p_{31}^{(2)} &= \frac{6\pi S(D) L(D) - 3 U(D)}{L^3(D)}, \\ p_{32}^{(2)} &= \frac{3 U(D) - 12 I_2(D)}{L^3(D)}, \\ p_{33}^{(2)} &= \frac{8 I_2(D) - U(D)}{L^3(D)}. \end{aligned} \quad (3)$$

Для $n > 3$ требуются громоздкие вычисления и новые инварианты D . Выражения для $p_{4k}^{(2)}$ можно найти в [3].

Насколько нам известно, в литературе не рассматривался случай размерности выше 2. Целью данной работы является обобщение формулы (3) на произвольную размерность, а именно, мы найдём явные выражения для $p_{d+1,k}^{(d)}$. Кроме того, в работе мы предлагаем новый подход к изучению вероятностей $p_{nk}^{(d)}$, который остаётся применимым в произвольной размерности d и для произвольного n .

Пусть $v(i_1, \dots, i_d) = \mathbf{1}(\{g_{i_1} \cap \dots \cap g_{i_d} \in D\})$. Одной из целей работы является выражение вероятностей $p_{nk}^{(d)}$ через математические ожидания вида

$$\mathbb{E} \left[v(i_1^{(1)}, \dots, i_d^{(1)}) \cdot \dots \cdot v(i_1^{(l)}, \dots, i_d^{(l)}) \right].$$

§2. ОСНОВНЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ

Пусть $M = \binom{n}{d}$. Далее будем рассматривать наборы $(i_1^{(j)}, \dots, i_d^{(j)})$, где $1 \leq i_1^{(j)} < \dots < i_d^{(j)} \leq n$. Упорядочим их произвольным образом (например, лексикографически) и обозначим через

$$V_l = \left\{ v(i_1^{(1)}, \dots, i_d^{(1)}) \cdot \dots \cdot v(i_1^{(l)}, \dots, i_d^{(l)}) : (i_1^{(j)}, \dots, i_d^{(j)}) < (i_1^{(j+1)}, \dots, i_d^{(j+1)}) \right\},$$

$$l = 1, \dots, M,$$

множество из произведений v в l точках. Также считаем $V_0 = \{1\}$.

Итак, сформулируем основные результаты работы.

Теорема 1. Для вероятностей $p_{nk}^{(d)}$ справедливы соотношения

$$p_{nk}^{(d)} = \sum_{l=k}^M (-1)^{l+k} \binom{l}{k} \sum_{w \in V_l} \mathbb{E} w.$$

Замечание 1. Рассмотрим случай $d = 2, n = 3$. Тогда имеем $M = 3$,

$$\begin{aligned} V_1 &= \{v(1, 2), v(1, 3), v(2, 3)\}, \\ V_2 &= \{v(1, 2) v(1, 3), v(1, 2) v(2, 3), v(1, 3) v(2, 3)\}, \\ V_3 &= \{v(1, 2) v(1, 3) v(2, 3)\}. \end{aligned}$$

Положим $w_1 = v(1, 2)$, $w_2 = v(1, 2) v(1, 3)$, $w_3 = v(1, 2) v(1, 3) v(2, 3)$. Легко видеть, что для всех $w \in V_1$ выполнено $\mathbb{E} w = \mathbb{E} w_1$, и для всех $w \in V_2$ выполнено $\mathbb{E} w = \mathbb{E} w_2$. Таким образом, пользуясь теоремой 1, получаем

$$\begin{aligned} p_{30}^{(2)} &= 1 - 3 \mathbb{E} w_1 + 3 \mathbb{E} w_2 - \mathbb{E} w_3, \quad p_{31}^{(2)} = 3 \mathbb{E} w_1 - 6 \mathbb{E} w_2 + 3 \mathbb{E} w_3, \\ p_{32}^{(2)} &= 3 \mathbb{E} w_2 - 3 \mathbb{E} w_3, \quad p_{33}^{(2)} = \mathbb{E} w_3. \end{aligned}$$

Сравнивая с (3), можем, в частности, заключить

$$\mathbb{E} w_1 = \frac{2\pi S(D)}{L^2(D)}, \quad \mathbb{E} w_2 = \frac{4 I_2(D)}{L^3(D)}, \quad \mathbb{E} w_3 = \frac{8 I_2(D) - U(D)}{L^3(D)}.$$

Заметим, что

$$\frac{2\pi S(D)}{L^2(D)} = \mathbb{E} w_1 = \mathbb{E} \mathbf{1}(g_1 \cap g_2 \in D) = \mathbb{P}(g_1 \cap g_2 \in D),$$

что согласуется с результатом (2). Выражение для $\mathbb{E} w_2$ также может быть получено прямым вычислением:

$$\begin{aligned} \mathbb{E} w_2 &= \mathbb{E} \mathbf{1}(g_1 \cap g_2 \in D, g_1 \cap g_3 \in D) \\ &= \frac{1}{\mu([D])^3} \int_{[D]} \left(\iint_{[D]} \mathbf{1}(g_1 \cap g_2 \in D, g_1 \cap g_3 \in D) dg_2 dg_3 \right) dg_1 \\ &= \frac{1}{\mu([D])^3} \int_{[D]} \left(\int_{[D]} \mathbf{1}(g_1 \cap g_2 \in D) dg_2 \int_{[D]} \mathbf{1}(g_1 \cap g_3 \in D) dg_3 \right) dg_1 \\ &= \frac{1}{\mu([D])^3} \int_{[D]} (2|\chi(g_1)|)^2 dg_1 = \frac{4 I_2(D)}{L^3(D)}. \end{aligned}$$

Замечание 2. Как уже было показано в замечании 1, для различных $w_1, w_2 \in V_l$ может выполняться равенство $\mathbb{E} w_1 = \mathbb{E} w_2$. Таким образом, в действительности в правой части выражения из теоремы 1 можно суммировать меньшее число слагаемых.

А именно, рассмотрим d -однородный гиперграф H с n вершинами и l гиперрёбрами. Пусть H_1, H_2 – два неизоморфных помеченных гиперграфа, полученных из H нумерацией вершин числами $1, \dots, n$. Пусть гиперрёбра H_1 и H_2 суть множества

$$\begin{aligned} E_1 &= \left\{ (i_1^{(1)}, \dots, i_d^{(1)}), \dots, (i_1^{(l)}, \dots, i_d^{(l)}) : (i_1^{(k)}, \dots, i_d^{(k)}) < (i_1^{(k+1)}, \dots, i_d^{(k+1)}) \right\}, \\ E_2 &= \left\{ (j_1^{(1)}, \dots, j_d^{(1)}), \dots, (j_1^{(l)}, \dots, j_d^{(l)}) : (j_1^{(k)}, \dots, j_d^{(k)}) < (j_1^{(k+1)}, \dots, j_d^{(k+1)}) \right\}. \end{aligned}$$

Тогда рассмотрим

$$\begin{aligned} w_1 &= v(i_1^{(1)}, \dots, i_d^{(1)}) \cdot \dots \cdot v(i_1^{(l)}, \dots, i_d^{(l)}), \\ w_2 &= v(j_1^{(1)}, \dots, j_d^{(1)}) \cdot \dots \cdot v(j_1^{(l)}, \dots, j_d^{(l)}). \end{aligned}$$

Очевидно, $\mathbb{E} w_1 = \mathbb{E} w_2$, хотя $w_1 \neq w_2$.

Как было упомянуто во введении, следующий наш результат обобщает формулы (3) на случай произвольной размерности d и $n = d + 1$ гиперплоскостей. Для формулировки потребуются следующие обозначения.

Пусть g_1, \dots, g_d – гиперплоскости, такие что $g_1 \cap \dots \cap g_d \in D$. Обозначим через ℓ_j хорды вида

$$g_1 \cap \dots \cap g_{j-1} \cap g_{j+1} \cap \dots \cap g_d \cap D.$$

Для $1 \leq i_1 < \dots < i_k \leq d$ положим

$$C_{i_1, \dots, i_k} = \text{conv}\{\ell_{i_1}, \dots, \ell_{i_k}\}.$$

Наконец определим

$$u_k(g_1, \dots, g_d) = \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_k \leq d} \mu([C_{i_1, \dots, i_k}]), \quad (4)$$

где, как и ранее, $[C_{i_1, \dots, i_k}]$ – множество гиперплоскостей, пересекающих C_{i_1, \dots, i_k} . Тогда

$$U_k(D) = \int_{g_1 \cap \dots \cap g_d \in D} u_k(g_1, \dots, g_d) dg_1 \dots dg_d \quad (5)$$

служат новыми инвариантами D . Итак, мы готовы сформулировать второй результат нашей работы.

Теорема 2. Пусть $2 \leq k \leq d+1$. Тогда

$$\begin{aligned} p_{d+1, k}^{(d)} &= \frac{1}{(\mu([D]))^{d+1}} \sum_{l=0}^{k-1} (-1)^{k+l} \frac{d+1}{k} \binom{d-l}{k-l-1} U_{d-l}(D), \\ p_{d+1, 1}^{(d)} &= \frac{1}{(\mu([D]))^{d+1}} ((d+1) U_{d+1}(D) - (d+1) U_d(D)), \\ p_{d+1, 0}^{(d)} &= 1 - \sum_{l=1}^{d+1} p_{d+1, l}^{(d)}, \end{aligned}$$

где мы считаем $U_0(D) = 0$,

$$U_{d+1}(D) = \mu([D]) \cdot \mu(\{g_1, \dots, g_d : g_1 \cap \dots \cap g_d \in D\}).$$

Замечание 3. В случае $d = 2$ легко видеть, что

$$u_2(g_1, g_2) = u(g_1, g_2), \quad u_1(g_1, g_2) = 2|\chi(g_1)| + 2|\chi(g_2)|.$$

Тогда

$$\begin{aligned}
U_3(D) &= L(D) \mu(\{g_1, g_2 : g_1 \cap g_2 \in D\}) \\
&= L^3(D) \mathbb{P}(g_1 \cap g_2 \in D) = 2\pi S(D) L(D), \\
U_2(D) &= U(D), \\
U_1(D) &= \int_{g_1 \cap g_2 \in D} (2|\chi(g_1)| + 2|\chi(g_2)|) dg_1 dg_2 \\
&= 4 \int_{g_1 \cap g_2 \in D} |\chi(g_1)| dg_1 dg_2 \\
&= 8 \int_{[D]} |\chi(g)|^2 v dg = 8 I_2(D).
\end{aligned}$$

Согласно теореме 2, получаем

$$\begin{aligned}
p_{31}^{(2)} &= \frac{1}{L^3(D)} (3U_3(D) - 3U_2(D)) = \frac{6\pi S(D) L(D) - 3U(D)}{L^3(D)}, \\
p_{32}^{(2)} &= \frac{1}{L^3(D)} \left(\frac{3}{2} \binom{2}{1} U_2(D) - \frac{3}{2} \binom{1}{0} U_1(D) \right) = \frac{3U(D) - 12I_2(D)}{L^3(D)}, \\
p_{33}^{(2)} &= \frac{1}{L^3(D)} \left(-\frac{3}{3} \binom{2}{2} U_2(D) + \frac{3}{3} \binom{1}{1} U_1(D) - \frac{3}{3} \binom{0}{0} U_0(D) \right) \\
&= \frac{8I_2(D) - U(D)}{L^3(D)},
\end{aligned}$$

что согласуется с формулами (3).

Замечание 4. Рассмотрим также случай $d = 3$.

$$\begin{aligned}
p_{41}^{(3)} &= \frac{1}{(\mu([D]))^4} (4U_4(D) - 4U_3(D)), \\
p_{42}^{(3)} &= \frac{1}{(\mu([D]))^4} \left(\frac{4}{2} \binom{3}{1} U_3(D) - \frac{4}{2} \binom{2}{0} U_2(D) \right) = \frac{6U_3(D) - 2U_2(D)}{(\mu([D]))^4}, \\
p_{43}^{(3)} &= \frac{1}{(\mu([D]))^4} \left(-\frac{4}{3} \binom{3}{2} U_3(D) + \frac{4}{3} \binom{2}{1} U_2(D) - \frac{4}{3} \binom{1}{0} U_1(D) \right) \\
&= \frac{-12U_3(D) + 8U_2(D) - 4U_1(D)}{3(\mu([D]))^4}, \\
p_{44}^{(3)} &= \frac{1}{(\mu([D]))^4} \left(\frac{4}{4} \binom{3}{3} U_3(D) - \frac{4}{4} \binom{2}{2} U_2(D) + \frac{4}{4} \binom{1}{1} U_1(D) - \frac{4}{4} \binom{0}{0} U_0(D) \right)
\end{aligned}$$

$$= \frac{U_3(D) - U_2(D) + U_1(D)}{(\mu([D]))^4}.$$

§3. ДОКАЗАТЕЛЬСТВО ТЕОРЕМЫ 1

Пусть $w \in V_l$, найдём коэффициент при $\mathbb{E} w$ в выражении $p_{nk}^{(d)}$. Предварительно докажем следующую лемму.

Лемма 1. Пусть, как и ранее, $M = \binom{n}{d}$. Тогда

$$\sum_{i=0}^M i^m p_{ni}^{(d)} = \mathbb{E} \left(\sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_d \leq n} v(i_1, \dots, i_d) \right)^m, \quad m = 0, 1, \dots, M.$$

Доказательство леммы 1. Заметим, что

$$N_n^{(d)} = \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_d \leq n} v(i_1, \dots, i_d).$$

Поэтому, с одной стороны,

$$\mathbb{E} (N_n^{(d)})^m = \mathbb{E} \left(\sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_d \leq n} v(i_1, \dots, i_d) \right)^m.$$

С другой стороны, в силу определения (1) имеем

$$\mathbb{E} (N_n^{(d)})^m = \sum_{i=0}^M i^m p_{ni}^{(d)},$$

откуда и следует утверждение леммы. \square

Покажем, что w входит в $\left(\sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_d \leq n} v(i_1, \dots, i_d) \right)^m$ с коэффициентом $S(m, l) l!$, где $S(m, l)$ – число Стирлинга второго рода. Действительно, пусть

$$w = v(i_1^{(1)}, \dots, i_d^{(1)}) \cdot \dots \cdot v(i_1^{(l)}, \dots, i_d^{(l)}), \\ (i_1^{(j)}, \dots, i_d^{(j)}) < (i_1^{(j+1)}, \dots, i_d^{(j+1)}).$$

Так как v – индикаторная функция, то $v^p = v$ для любой натуральной степени p . Чтобы получить слагаемое w , в каждой из m скобок нужно взять множитель вида $v(i_1^{(j)}, \dots, i_d^{(j)})$. Значит, количество способов получить слагаемое w равно количеству способов разбить m скобок на l упорядоченных непустых подмножеств, отвечающих индексу j в $v(i_1^{(j)}, \dots, i_d^{(j)})$, что является одним из определений числа Стирлинга

второго рода (см., например, [2]). Таким образом, систему уравнений из леммы 1 можно переписать в виде

$$V(p_{nm}^{(d)})_{m=0}^M = \left(\mathbb{E} \sum_{l=0}^M S(m, l) l! \sum_{w \in V_l} w \right)_{m=0}^M = \left(\mathbb{E} \sum_{l=0}^m S(m, l) l! \sum_{w \in V_l} w \right)_{m=0}^M,$$

где V – матрица Вандермонда:

$$V = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & \cdots & 1 \\ 0 & 1 & 2 & \cdots & M \\ 0 & 1 & 4 & \cdots & M^2 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 1 & 2^M & \cdots & M^M \end{pmatrix}.$$

Таким образом, коэффициент при w в выражении $p_{nk}^{(d)}$ равен k -ой компоненте вектора

$$V^{-1}(S(m, l) l!)_{m=0}^M.$$

Запишем классическое тождество для чисел Стирлинга второго рода:

$$S(k, l) l! = \sum_{j=0}^l (-1)^{l+j} \binom{l}{j} j^k,$$

из которого видно, что

$$V((-1)^{l+m} \binom{l}{m})_{m=0}^M = (S(m, l) l!)_{m=0}^M.$$

А значит, k -ая компонента

$$\left(V^{-1}(S(m, l) l!)_{m=0}^M \right)_k = (-1)^{l+k} \binom{l}{k}.$$

Итак, имеем

$$p_{nk}^{(d)} = \sum_{l=0}^M (-1)^{l+k} \binom{l}{k} \sum_{w \in V_l} \mathbb{E} w = \sum_{l=k}^M (-1)^{l+k} \binom{l}{k} \sum_{w \in V_l} \mathbb{E} w.$$

Утверждение теоремы доказано.

§4. ДОКАЗАТЕЛЬСТВО ТЕОРЕМЫ 2

При доказательстве потребуется следующая лемма.

Лемма 2. Пусть гиперплоскости g_1, \dots, g_d пересекаются внутри D . Тогда при $1 \leq j < s \leq d$ справедливо равенство

$$\begin{aligned} & \mu(\{g : g \cap \ell_1 \neq \emptyset, \dots, g \cap \ell_j \neq \emptyset, g \cap \ell_s = \emptyset, \dots, g \cap \ell_d = \emptyset\}) \\ &= \sum_{l=0}^j (-1)^{l+1} \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_l \leq j} \mu([C_{i_1, \dots, i_l, s, \dots, d}]), \end{aligned}$$

где при $l = 0$ внутренняя сумма считается равной $\mu([C_{s, \dots, d}])$.

Доказательство леммы 2. При $j = 1$ имеем очевидное равенство

$$\mu(\{g : g \cap \ell_1 \neq \emptyset, g \cap \ell_s = \emptyset, \dots, g \cap \ell_d = \emptyset\}) = \mu([C_{1, s, \dots, d}]) - \mu([C_{s, \dots, d}]).$$

Для произвольного j утверждение устанавливается по индукции. Действительно, пусть $j + 1 < s$. В силу аддитивности меры имеем

$$\begin{aligned} & \mu(\{g : g \cap \ell_1 \neq \emptyset, \dots, g \cap \ell_{j+1} \neq \emptyset, g \cap \ell_s = \emptyset, \dots, g \cap \ell_d = \emptyset\}) \\ &= \mu(\{g : g \cap \ell_1 \neq \emptyset, \dots, g \cap \ell_j \neq \emptyset, g \cap \ell_s = \emptyset, \dots, g \cap \ell_d = \emptyset\}) \\ & \quad - \mu(\{g : g \cap \ell_1 \neq \emptyset, \dots, g \cap \ell_j \neq \emptyset, \\ & \quad g \cap \ell_{j+1} = \emptyset, g \cap \ell_s = \emptyset, \dots, g \cap \ell_d = \emptyset\}) \\ &= \sum_{l=0}^j (-1)^{l+1} \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_l \leq j} \mu([C_{i_1, \dots, i_l, s, \dots, d}]) \\ & \quad - \sum_{l=0}^j (-1)^{l+1} \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_l \leq j} \mu([C_{i_1, \dots, i_l, j+1, s, \dots, d}]) \\ &= \sum_{l=0}^j (-1)^{l+1} \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_l \leq j} \mu([C_{i_1, \dots, i_l, s, \dots, d}]) \\ & \quad + \sum_{l=1}^{j+1} (-1)^{l+1} \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_{l-1} \leq j} \mu([C_{i_1, \dots, i_{l-1}, j+1, s, \dots, d}]) \\ &= \sum_{l=0}^j (-1)^{l+1} \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_l \leq j} \mu([C_{i_1, \dots, i_l, s, \dots, d}]) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \sum_{l=1}^{j+1} (-1)^{l+1} \sum_{\substack{1 \leq i_1 < \dots < i_{l-1} \leq j \\ i_l = j+1}} \mu([C_{i_1, \dots, i_l, s, \dots, d}]) = \\
& = \sum_{l=0}^{j+1} (-1)^{l+1} \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_l \leq j+1} \mu([C_{i_1, \dots, i_l, s, \dots, d}]). \quad \square
\end{aligned}$$

Замечание 5. Нетрудно видеть, что лемма остаётся справедливой и при $j = d$, если положить, что при $l = 0$ внутренняя сумма равна 0.

Замечание 6. Понятно, что индексы у хорд в формулировке леммы не играют роли. Так, для любых $A, B \subset \{1, \dots, d\}$, таких что $|A| = j$, $|B| = d - s + 1$, $A \cap B = \emptyset$, справедливо равенство

$$\begin{aligned}
& \mu(\{g : g \cap \ell_i \neq \emptyset, \forall i \in A\} \cap \{g : g \cap \ell_i = \emptyset, \forall i \in B\}) \\
& = \sum_{l=0}^j (-1)^{l+1} \sum_{i_1, \dots, i_l \in A} \mu([C_{i_1, \dots, i_l, B}]), \quad (6)
\end{aligned}$$

где во внутренней сумме i_1, \dots, i_l попарно различны,

$$C_{i_1, \dots, i_l, B} = \text{conv}(\{\ell_{i_1}, \dots, \ell_{i_l}\} \cup \{\ell_i : i \in B\}).$$

Перейдём к доказательству теоремы 2. Пусть $1 \leq k \leq d + 1$, через $\mu_k(g_1, \dots, g_d)$ обозначим меру множества гиперплоскостей g таких, что g_1, \dots, g_d, g дают k точек пересечения, принадлежащих D . Легко видеть, что

$$p_{d+1, k}^{(d)} = \frac{d+1}{k (\mu([D]))^{d+1}} \int_{g_1 \cap \dots \cap g_d \in D} \mu_k(g_1, \dots, g_d) dg_1 \dots dg_d.$$

Очевидно,

$$\mu_1(g_1, \dots, g_d) = \mu([D]) - \mu([C_{1, \dots, d}]).$$

Интегрируя это выражение, сразу получаем формулу для $p_{d+1, 1}^{(d)}$ из утверждения теоремы.

Выражение для $\mu_k(g_1, \dots, g_d)$ при $k \geq 2$ находится суммированием выражений (6) по всем подмножествам $A \subset \{1, \dots, d\}$, $|A| = k - 1$.

Используя обозначения (4), можем записать

$$\begin{aligned}\mu_k(g_1, \dots, g_d) &= \sum_{l=0}^{k-1} (-1)^{l+1} \frac{\binom{d}{k-1} \binom{k-1}{l}}{\binom{d}{k-l-1}} u_{d-k+l+1}(g_1, \dots, g_d) \\ &= \sum_{l=0}^{k-1} (-1)^{l+1} \binom{d-k+l+1}{l} u_{d-k+l+1}(g_1, \dots, g_d) \\ &= \sum_{l=0}^{k-1} (-1)^{k+l} \binom{d-l}{k-l-1} u_{d-l}(g_1, \dots, g_d).\end{aligned}$$

Наконец в терминах инвариантов (5) получаем

$$p_{d+1,k}^{(d)} = \frac{1}{(\mu([D]))^{d+1}} \sum_{l=0}^{k-1} (-1)^{k+l} \frac{d+1}{k} \binom{d-l}{k-l-1} U_{d-l}(D).$$

Утверждение теоремы доказано.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. R. V. Ambartzumian, *Factorization Calculus and Geometric Probability*, Cambridge University Press, 1990.
2. Р. Л. Грэхем, Д. Э. Кнут, О. Паташник, *Конкретная математика. Основание информатики*, М., Мир, 1998.
3. D. Martirosyan, V. Ohanyan, *On intersection probabilities of four lines inside a planar convex domain*. — J. Appl. Probab. **60**, No. 2 (2023), 504–527.
4. L. A. Santaló, *Integral Geometry and Geometric Probability*. Cambridge University Press, 2004.
5. R. Sulanke, *Schnittpunkte zufälliger Geraden*. — Arch. Math. **16** (1965), 320–324.

Bolotin A. S. On the number of intersection points of random hyperplanes inside a convex body.

We consider the problem of the distribution of the number of intersection points of n random hyperplanes inside a convex body $D \subset \mathbb{R}^d$. A new approach is proposed for studying the probabilities $p_{nk}^{(d)}$ that exactly k out of $\binom{n}{d}$ possible intersection points of d -dimensional subsets of hyperplanes lie inside D . The method is based on expressing the desired probabilities in terms of expected values of products of indicator functions and applying Stirling numbers of the second kind. A general formula for $p_{nk}^{(d)}$ is obtained in terms of these expectations. For the case $n = d + 1$, explicit expressions for the probabilities are found in terms of new geometric invariants of the

convex body, generalizing classical results for the planar case ($d = 2$) to arbitrary dimension.

Международный математический институт
им. Леонарда Эйлера, ПОМИ РАН,
С.-Петербург, Россия
E-mail: bolotin2003@yandex.ru

Поступило 7 ноября 2025 г.