

# О сильном хроматическом числе случайного гиперграфа

Д.А. Шабанов

МФТИ, НИУ ВШЭ

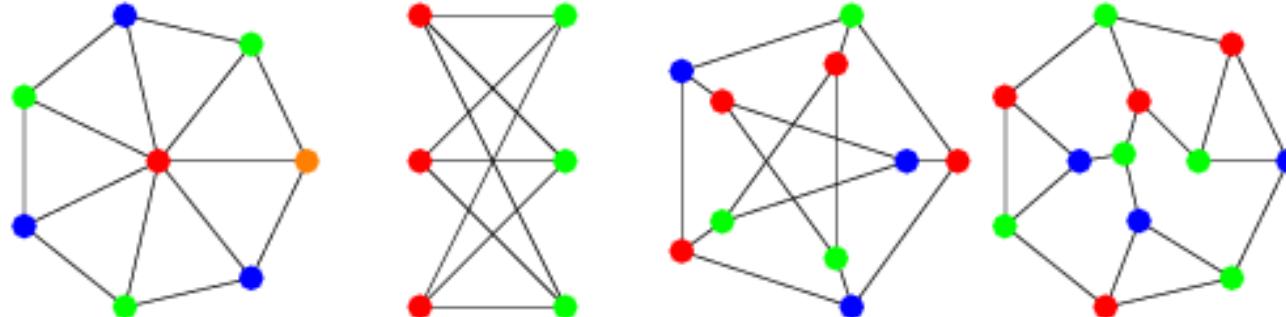
совместная работа с

А.Э. Хузиевой и Т.Г. Матвеевой

Вторая конференция математических центров  
МГУ, Москва, 11 ноября 2022

# Определения

- Гиперграфом  $H = (V, E)$  называется **множество вершин**  $V$  и семейство его подмножеств  $E \subset 2^V$ , элементы которого называются **ребрами** гиперграфа.
- Гиперграф  $H = (V, E)$  называется  **$k$ -однородным**, если каждое его ребро состоит из  $k$  вершин.
- Обычный граф – это **2-однородный** гиперграф.
- Раскраски графов легко рисовать:



# Определения

- **Раскраской** множества вершин гиперграфа  $H = (V, E)$  в  $q$  цветов – это произвольное отображение  $f: V \rightarrow \{1, \dots, q\}$ .
- Раскраска  $f$  называется **сильной** для гиперграфа  $H$ , если для каждого ребра  $A \in E$  все вершины  $A$  раскрашены в разные цвета, т.е.

$$|\{f(v): v \in A\}| = |A| \text{ для всех } A \in E.$$

- Гиперграф называется **сильно  $q$ -раскрашиваемым**, если для него существует сильная раскраска в  $q$  цветов.
- Минимальное число цветов, требуемое для сильной раскраски  $H$  называется **сильным хроматическим числом** гиперграфа  $H$  и обозначается  $\chi_s(H)$ .
- Для обычных графов понятие сильного хроматического числа совпадает с обычным хроматическим числом.

# Связь с графами

- Для гиперграфа  $H = (V, E)$  можно рассмотреть граф смежности  $G_H = (V, E_H)$  с тем же множеством вершин и  $E_H = (\{u, v\}: \exists A \in E \text{ такое, что } u, v \in A).$
- Легко видеть, что каждая сильная раскраска  $H$  – это правильная раскраска  $G_H$ .
- Стало быть,
$$\chi_s(H) = \chi(G_H).$$
- **Замечание.** Если ребро  $A$  имеет мощность 1, то мы считаем, что оно всегда правильно раскрашено в сильном смысле.

# Случайные гиперграфы

- Пусть  $H(n, k, p)$  – это классическая **биномиальная модель** случайного гиперграфа.
- Напомним, что в этой модели каждое из  $k$ -подмножеств  $n$ -элементного множества включается в качестве ребра в  $H(n, k, p)$  независимо с вероятностью  $p$ .
- $H(n, 2, p) = G(n, p)$  – это знаменитая модель Эрдеша-Ренни случайного графа.

## Задача

Для заданных фиксированных  $k, q \geq k$  найти или оценить точную пороговую вероятность для свойства **сильной  $q$ -раскрашиваемости** в модели  $H(n, k, p)$ ?

# Известные результаты

- Мы предполагаем, что  $k, q$  фиксированы, а  $p = p(n)$  зависит от  $n$ .
- Сильное хроматическое число случайного гиперграфа изучается с 1980-х.
- При  $pn^k \gg n^2 \ln n$  ситуация тривиальна:

$$\mathbf{P}(\chi_s(H(n, k, p)) = n) \rightarrow 1.$$

- Кривелевич и Судаков (1998) доказали, что при  $pn^k \gg n$ , но  $pn^k \ll n^2$  выполнено

$$\chi_s(H(n, k, p)) \sim_{\mathbf{P}} \frac{d}{2 \ln d},$$

где  $d = (k - 1) \binom{n-1}{k-1} p$ .

# Пороговая вероятность

Функция  $\hat{p}_{k,q} = \hat{p}_{k,q}(n)$  называется **точной пороговой вероятностью** для свойства сильной  $q$ -раскрашиваемости, если для любого  $\varepsilon > 0$ ,

$$\mathbf{P}(\chi_s(H(n, k, p)) \leq q) \rightarrow \begin{cases} 1, & p < (1 - \varepsilon)\hat{p}_{k,q}; \\ 0, & p > (1 + \varepsilon)\hat{p}_{k,q}. \end{cases}$$

при  $n \rightarrow +\infty$ .

## Утверждение

Для любой пары  $(k, q)$  с  $q \geq 3$  существует точная пороговая вероятность  $\hat{p}_{k,q}(n)$ .

Утверждение является простым следствием общего результата Хатами и Моллоя (2008).

# Пороговая вероятность

- Каждая точная пороговая вероятность для  $q$  - раскрашиваемости соответствует т.н. разреженному случаю, когда

$$p \binom{n}{k} = \Theta(n).$$

- Существует уверенность, что имеет место представление

$$\hat{p}_{k,q} \binom{n}{k} = \hat{c}_{k,q} \cdot n,$$

где  $\hat{c}_{k,q}$  не зависит от  $n$ . Далее мы будем использовать обозначение  $\hat{c}_{k,q}$  вместо  $\hat{p}_{k,q} \binom{n}{k} / n$  для формулировки результатов.

# Известные результаты

- Аклиоптас, Наор (2005)

$$(q - 1) \ln(q - 1) < \hat{c}_{2,q} < q \ln q - \frac{1}{2} \ln q .$$

- Койя-Оглан (2014), Койя-Оглан, Виленчик (2015)

$$\hat{c}_{2,q} < q \ln q - \frac{1}{2} \ln q - \frac{1}{2} + o(1),$$

$$\hat{c}_{2,q} > q \ln q - \frac{1}{2} \ln q - \ln 2 + o(1).$$

- Суммируя вышеприведенные результаты, можно заключить, что для почти всех значений параметра  $c$  хроматическое число случайного графа имеет одноточечное предельное распределение.

# Известные результаты

- При  $k > 2$  ранее был рассмотрен только случай 3-однородных гиперграфов.
- Балобанов, Шабанов (2018)

$$\hat{c}_{3,q} < \frac{q \ln q}{3} - \frac{5}{18} \ln q + O\left(\frac{\ln q}{q}\right),$$

$$\hat{c}_{3,q} > \frac{q \ln q}{3} - \frac{5}{18} \ln q - \frac{1}{3} + o(1).$$

- Целью работы было получить аналогичные оценки в общем случае.

# Новый результат

Теорема (Т. Матвеева, А. Хузиева, Д. Шабанов, 2022)

Если  $q \geq q_0(k)$  достаточно велико, то

$$\hat{c}_{k,q} > \frac{q \ln q}{\binom{k}{2}} - \frac{2k-1}{3k(k-1)} \ln q - \frac{1}{\binom{k}{2}} - q^{-\frac{1}{6}},$$

и

$$\hat{c}_{k,q} < \frac{q \ln q}{\binom{k}{2}} - \frac{2k-1}{3k(k-1)} \ln q + O_k\left(\frac{\ln q}{q}\right).$$

При  $k = 3$  результат в точности совпадает с ранее известным.

# Концентрация значений

Для заданных  $q, k$  обозначим

$$u(q, k) = \frac{q \ln q}{\binom{k}{2}} - \frac{2k - 1}{3k(k - 1)} \ln q.$$

Напомним, что  $p = cn/\binom{n}{k}$ . Тогда

- при  $c \in (u(q - 1, k) + \varepsilon, u(q, k) - O(1))$  выполнено

$$\mathbf{P}(\chi_s(H(n, k, p)) = q) \rightarrow 1;$$

- при  $c \in (u(q, k) - O(1), u(q, k) + \varepsilon)$  выполнено

$$\mathbf{P}(\chi_s(H(n, k, p)) \in \{q, q + 1\}) \rightarrow 1.$$

- Таким образом, мы получаем концентрацию в одном или двух значениях.

# Идеи доказательств

- Доказательство основано на применении метода второго момента. Его анализ приводит к следующей оптимизационной задаче о дважды стохастических матрицах.
- Пусть  $\mathcal{M}_q$  - это множество матриц  $M = (m_{ij}, i, j = 1, \dots, q)$  с неотрицательными элементами и следующими свойствами:

$$\sum_{i=1}^q m_{ij} = \frac{1}{q}; \quad \sum_{j=1}^q m_{ij} = \frac{1}{q}.$$

- Для  $M \in \mathcal{M}_q$  положим

$$\mathcal{H}(M) = - \sum_{i,j=1}^q m_{ij} \ln(m_{ij});$$
$$\mathcal{E}(M) = \ln \left( \sum_{\substack{i_1 \neq \dots \neq i_k \\ j_1 \neq \dots \neq j_k}} m_{i_1 j_1} \dots m_{i_k j_k} \right).$$

# Идеи доказательств

- Для положительного  $d$  обозначим

$$g_d(M) = \mathcal{H}(M) + d \cdot \mathcal{E}(M).$$

- Пусть  $J_q$  обозначает  $q \times q$  матрицу со всеми элементами  $1/q^2$ .

## Теорема

Если  $q$  достаточно велико и

$$d < \frac{q \ln q}{\binom{k}{2}} - \frac{2k-1}{3k(k-1)} \ln q - \frac{1}{\binom{k}{2}} - q^{-\frac{1}{6}},$$

то существует такое  $b = b(q) > 0$ , что для любой  $M \in \mathcal{M}_q$  выполнено неравенство

$$g_d(J_q) - g_d(M) \geq b(q) \sum_{i,j=1}^q \left( m_{ij} - \frac{1}{q^2} \right)^2.$$

# Идеи доказательств

- Отметим, что оценка в теореме почти оптимальна: для любого  $\delta > 0$ , если  $q$  достаточно велико и

$$d = \frac{q \ln q}{\binom{k}{2}} - \frac{2k - 1}{3k(k - 1)} \ln q - \frac{1}{\binom{k}{2}} + \delta,$$

то найдется такая матрица  $M \in \mathcal{M}_q$ , что

$$\mathcal{g}_d(J_q) - \mathcal{g}_d(M) < 0$$

и метод второго момента работать не будет.

- Решение оптимизационной задачи состоит в применении идеологии метода Лапласа из анализа.
- Мы разбиваем строки матрицы на классы в зависимости от значения максимального элемента в строке.

# Идеи доказательств

Строка  $(m_{ij}, j = 1, \dots, q)$  называется

- **центральной**, если

$$\max_{j=1, \dots, q} m_{ij} \leq \frac{1}{q} - \frac{2}{q \ln q};$$

- **хорошей**, если

$$\max_{j=1, \dots, q} m_{ij} \in \left[ \frac{1}{q} - \frac{2}{q \ln q}, \frac{1}{q} - q^{-7/4} \right];$$

- **плохой**, если

$$\max_{j=1, \dots, q} m_{ij} > \frac{1}{q} - q^{-\frac{7}{4}}.$$

Основная трудность состоит, конечно, в наличии плохих строк, которые не позволяют анализировать их по-отдельности.

# Идеи доказательств

- Вторая основная трудность состоит в оценке функции

$$\varepsilon(M) = \ln \left( \sum_{\substack{i_1 \neq \dots \neq i_k \\ j_1 \neq \dots \neq j_k}} m_{i_1 j_1} \dots m_{i_k j_k} \right).$$

- Если ввести центрированные элементы матрицы:

$$\varepsilon_{ij} = m_{ij} - \frac{1}{q^2}, \quad \sum_{i=1}^q \varepsilon_{ij} = 0; \quad \sum_{j=1}^q \varepsilon_{ij} = 0,$$

то многое сводится к оценке сумм вида:

$$\gamma_t = \sum_{\substack{i_1 \neq \dots \neq i_t \\ j_1 \neq \dots \neq j_t}} \varepsilon_{i_1 j_1} \dots \varepsilon_{i_t j_t}.$$

# Идеи доказательств

- Первые два значения легко найти:

$$\Upsilon_2 = \sum_{i,j=1}^q \varepsilon_{ij}^2, \Upsilon_3 = 4 \sum_{i,j=1}^q \varepsilon_{ij}^3.$$

- Было непросто правильно оценить  $\Upsilon_4$ :

$$\Upsilon_4 \leq \frac{1}{q} \sum_{j=1}^q \left( 3 \sum_{i \in I} \varepsilon_{ij}^2 + 9 \sum_{i \notin I} \varepsilon_{ij}^2 \right) + O\left(\frac{1}{q^2} \sum_{i,j=1}^q \varepsilon_{ij}^2\right),$$

где  $I$  – это множество плохих строк матрицы.

- Как оказалось, все  $\Upsilon_t$  при  $t \geq 5$  слишком малы, чтобы влиять на финальную оценку:

$$\Upsilon_t = O\left(\frac{1}{q^2} \sum_{i,j=1}^q \varepsilon_{ij}^2\right).$$

**Спасибо за внимание!**