

Вісник Харківського національного  
університету імені В.Н. Каразіна  
Серія "Математика, прикладна  
математика і механіка"  
Том 86, 2017, с.4–9  
УДК 519.216

Visnyk of V.N.Karazin Kharkiv National University  
Ser. "Mathematics, Applied Mathematics  
and Mechanics"  
Vol. 86, 2017, p. 4–9  
DOI: 10.26565/2221-5646-2017-86-01

## Случайные блуждания на конечных группах с классовой вероятностью: алгебраический подход

А. Л. Вишневецкий

*Харківський національний автомобільно-дорожній університет,  
ул. Я. Мудрого, 25, 61002, Харків, Україна  
alexwish@mail.ru*

Хорошо известны необходимые и достаточные условия сходимости  $n$ -кратной свертки вероятности на конечной группе  $G$  к равномерной (тривиальной) вероятности на  $G$  при  $n \rightarrow \infty$ . Оценке скорости этой сходимости посвящено много работ.

Цель статьи — получение оценок скорости этой сходимости для вероятностей, постоянных на классах сопряженных элементов конечных групп.

*Ключевые слова:* вероятность, конечная группа, сходимость.

Вишневецкий О. Л., **Випадкові блукання на скінчених групах із класовою ймовірністю: алгебраїчний підхід.** Добре відомі необхідні і достатні умови збіжності  $n$ -кратної згортки імовірності на скінченній групі  $G$  до рівномірної (тривіальної) імовірності на  $G$  при  $n \rightarrow \infty$ . Оцінці швидкості цієї збіжності присвячено багато робіт.

Ціль статті — одержання оцінок швидкості цієї збіжності для ймовірностей, постійних на класах спряжених елементів скінчених груп.

*Ключові слова:* імовірність, скінчена група, збіжність.

A. L. Vyshnevetskiy, **Random walks on finite groups with conjugate class probability: algebraic approach.** Under well known conditions an  $n$ -fold convolution of probability on finite group  $G$  converges to the uniform probability on  $G$  ( $n \rightarrow \infty$ ). A lot of works estimate a rate of that convergence. The aim of the article is to obtain estimates of the rate for the probabilities that are constant on classes of conjugate elements of finite groups.

*Keywords:* probability, finite group, convergency.

*2010 Mathematics Subject Classification:* 20D99, 60B15, 60B10.

---

© Вишневецкий А.Л., 2017

Пусть  $P$  – вероятність на конечній групі  $G$  порядку  $|G|$ ,  $U(g) = \frac{1}{|G|}$  – рівномірна (тривіальна) вероятність на  $G$ ,  $P^{(n)}$  –  $n$ -кратна свертка функції  $P$ . Хорошо відомі [1] необхідні і достаточні умови, при яких  $P^{(n)} \rightarrow U$  ( $n \rightarrow \infty$ ). Оцінка швидкості цієї сходимості посвящено багатьох працях (см., наприклад, обзор [2]).

Цель статті – отримання оцінок швидкості сходимості для конечних груп і вероятностей, постійних на класах сопряжених елементів. Сходимість в просторі функцій  $F(g)$  на групі  $G$  розуміється відносно норм

$$\|F\|_1 = \sum_g |F(g)| \text{ і } \|F\| = \left( |G| \sum_g |F(g)|^2 \right)^{1/2} \quad (\text{ми пишем } \sum_g \text{ вместо } \sum_{g \in G}).$$

В [1, 2] норма  $\|\cdot\|_1$  має коефіцієнт  $\frac{1}{2}$ .

Пусть  $\mathbf{C}G$  – груповий алгебраїзм групи  $G$  над полем  $\mathbf{C}$  комплексних чисел. Сопоставимо вероятності  $P(g)$  елементу  $p = \sum_g P(g)g$  алгебри  $\mathbf{C}G$ ; цей елемент ми обозначаємо тією же (но малою) буквою, що і породивши її функція, і называемою *вероятністю на  $\mathbf{C}G$* . Свертка

$$(P * Q)(h) = \sum_g P(g)Q(g^{-1}h), \quad h \in G$$

функцій  $P$  і  $Q$  відповідає добуток  $pq$  вероятностей на  $\mathbf{C}G$ .

Пусть  $L(G)$  – простор функцій над полем  $\mathbf{C}$  на групі  $G$ , постійних на її класах сопряжених елементів (класові або центральні функції). В найменшому, якщо не вказано інше, всі вероятності являються класовими. На абелевій групі всі вероятності являються класовими. В просторі  $L(G)$  визначене скалярне добуток: якщо  $F_1, F_2 \in L(G)$ , то

$$(F_1, F_2) = \frac{1}{|G|} \sum_g F_1(g) \overline{F_2}(g), \quad (1)$$

де черта означає комплексне сопряження. Множество  $Irr(G)$  неприводимих комплексних характерів групи  $G$  формує ортонормованний базис в  $L(G)$  відносно скалярного добутку (1). Поэтому вероятність  $P \in L(G)$  розкладається по базису  $Irr(G) = \{\mathbf{1}_G, \chi_1, \dots, \chi_k\}$ , причем вважаємо

$$\sum_g P(g) = 1 \quad (2)$$

коєфіцієнт при головному характері  $\mathbf{1}_G$  рівний  $\frac{1}{|G|}$ :

$$p = \frac{1}{|G|} \mathbf{1}_G + m_1 \chi_1 + \dots + m_k \chi_k \quad (3)$$

Позначимо  $d_j = \deg \chi_j$ ,  $b = \max_j |b_j|$ , де

$$b_j = \frac{|G|m_j}{d_j} \quad (j = 1, \dots, k). \quad (4)$$

**Лемма 1**     $b \leq 1$

Доказательство. Так как  $|\chi_j(g)| \leq d_j$ , то из (3)

$$\begin{aligned} |m_j| &= |(P, \chi_j)| \leq \frac{1}{|G|} \sum_g |P(g)\bar{\chi}_j(g)| = \\ &= \frac{1}{|G|} \sum_g P(g)|\chi_j(g)| \leq \frac{1}{|G|} \sum_g P(g)|\chi_j(g)| \leq \frac{1}{|G|} \sum_g P(g)d_j = \frac{d_j}{|G|}. \end{aligned}$$

Поэтому из (4)  $|b_j| \leq 1$  и, следовательно,  $b \leq 1$ .

Пусть  $\text{supp}(P) = \{g \in G, P(g) \neq 0\}$  — носитель вероятности  $P$ . Оценку леммы 1 можно усилить для вероятностей, у которых носитель  $\text{supp}(P) = G$ .

**Теорема 1**     $b \leq 1 - \min_g P(g)$ .

Доказательство. Положим  $l = \min_g P(g)$ ,  $l_0 = (1 - l)^{-1}$ .

Функция  $P_1 = l_0(P - lU)$  является вероятностью на  $G$ . Для любого неглавного характера  $\chi_j \in \text{Irr}(G)$  имеем

$$m_j(P_1) = (P_1, \chi_j) = l_0(P - lU, \chi_j) = l_0(P, \chi_j) = l_0 m_j,$$

где  $m_j(P_1)$  — коэффициенты разложения (3) для  $P_1$  ( $j = 1, \dots, k$ ). Поэтому  $b_j(P_1) = l_0 b_j(P)$  и

$$b(P_1) = l_0 b(P). \quad (5)$$

Так как  $b(P_1) \leq 1$  (лемма 1), то  $b(P) \leq l_0^{-1} = 1 - l$ .

В дальнейшем будем считать, что числа  $b_j$  занумерованы так, что  $b = |b_1| = \dots = |b_t|$  и  $|b_j| < b$  при  $j > t$ . Пусть  $D = \left( \sum_{j=1}^t d_j^2 \right)^{1/2}$ .

**Теорема 2**     $Db^n \leq \|P^{(n)} - U\| \leq Db^n + a^n (|G| - 1 - D^2)^{1/2}$ , где  $0 \leq a < b$ , а  $a$  и  $b$  не зависят от  $n$ .

Доказательство. Пусть  $p, u$  — вероятности на алгебре  $\mathbf{C}G$ , соответствующие вероятностям  $P, U$ . Если  $e_j = \frac{d_j}{|G|} \sum_g \chi_j(g)g$  ( $j = 1, \dots, k$ ), то из (3) и (4) следует

$$\begin{aligned} p &= \frac{1}{|G|} \sum_g \mathbf{1}_G g + m_1 \sum_g \chi_1(g)g + \dots + m_k \sum_g \chi_k(g)g = u + \sum_{j=1}^k \frac{|G|m_j}{d_j} e_j = \\ &= u + \sum_{j=1}^k b_j e_j. \end{aligned}$$

Так как  $u, e_1, \dots, e_k$  – ортогональные идемпотенты центра алгебры  $\mathbf{C}G$ , то  $p^n = u + \sum_{j=1}^k b_j^n e_j$ ,

$$p^n - u = \sum_{j=1}^k b_j^n e_j = \sum_{j=1}^k b_j^n \sum_g \frac{d_j}{|G|} \chi_j(g) g = \sum_g \left( \sum_{j=1}^k \frac{d_j b_j^n}{|G|} \chi_j(g) \right) g,$$

или, возвращаясь к функциям на группе  $G$ ,

$$p^n - U = \sum_{j=1}^k \frac{d_j b_j^n}{|G|} \chi_j.$$

Так как  $\|\chi_j\|^2 = |G| \sum_g |\chi_j(g)|^2 = |G|^2$ , то функции  $\frac{\chi_j}{|G|}$  ( $j = 1, \dots, k$ ) образуют ортонормированное множество относительно нормы  $\|\cdot\|$ . Поэтому

$$\|P^{(n)} - U\|^2 = \sum_{j=1}^k |b_j^{2n}| d_j^2 = b^{2n} D^2 + \sum_{j>t} |b_j^{2n}| d_j^2 \leq b^{2n} D^2 + a^{2n} \sum_{j>t} d_j^2,$$

где  $a = \max_{j>t} |b_j|$ ,  $0 \leq a < b$ .

Так как  $0 \leq \sum_{j>t} d_j^2 = \left( \sum_{j=1}^k d_j^2 - D^2 \right) = (|G| - 1 - D^2)$ , то

$$D^2 b^{2n} \leq \|P^{(n)} - U\|^2 \leq D^2 b^{2n} + a^{2n} (|G| - 1 - D^2),$$

откуда следует утверждение теоремы.

**Следствие 1.**

- 1)  $P^{(n)} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} U$  по любой норме тогда и только тогда, когда  $b < 1$ .
- 2) Для достаточно больших  $n$  существует число  $a_0 \in [0; 1)$ , не зависящее от  $n$ , такое что

$$Db^n \leq \|P^{(n)} - U\| \leq (D + a_0^n) b^n \quad (6)$$

и

$$|G|^{-\frac{1}{2}} Db^n \leq \|P^{(n)} - U\|_1 \leq (D + a_0^n) b^n \quad (7)$$

Доказательство.

- 1) В конечномерном пространстве любая норма эквивалентна норме  $\|\cdot\|$ .
- 2) В доказательстве нуждается только (7). Если из  $m \geq 2$  вещественных чисел  $a_1, \dots, a_m$  хотя бы два не равны нулю, то в силу неравенств между средними

$$\sum_{i=1}^m a_i^2 < \left( \sum_{i=1}^m |a_i| \right)^2 \leq m \sum_{i=1}^m a_i^2. \quad (8)$$

Ввиду (2) значения двух вероятностей на  $G$  не могут отличаться ровно на одном элементе. Поэтому при  $m = |G|$  в качестве  $a_1, \dots, a_m$  можно взять значения функции  $(P^{(n)} - U)g$ ,  $g \in G$ . Извлекая в (8) квадратный корень, получим

$$|G|^{-\frac{1}{2}} \|P^{(n)} - U\| < \|P^{(n)} - U\|_1 \leq \|P^{(n)} - U\|.$$

Поэтому (7) следует из (6).

Ввиду неравенств (6) и (7) число  $b$  играет важную роль в оценке скорости сходимости  $P^{(n)}$  к  $U$ . Приведем оценки для величины  $b$ .

**Теорема 3**  $\left(\frac{\|P\|^2 - 1}{|G| - 1}\right)^{\frac{1}{2}} \leq b \leq \frac{(\|P\|^2 - 1)^{\frac{1}{2}}}{D}$ .

Доказательство. Возьмем скалярный квадрат равенства (3) относительно скалярного произведения (1):

$$\frac{1}{|G|} \sum_g P^2(g) = \frac{1}{|G|^2} + \sum_{j=1}^k m_j^2.$$

Умножая на  $|G|^2$  и используя (4), получаем  $\|P\|^2 - 1 = \sum_{j=1}^k b_j^2 d_j^2$ . Так как

$$b^2 \sum_{j=1}^t d_j^2 \leq \sum_{j=1}^k b_j^2 d_j^2 \leq b^2 \sum_{j=1}^k d_j^2 = b^2(|G| - 1),$$

и  $D^2 = \sum_{j=1}^k d_j^2$ , то  $b^2 D^2 \leq \|P\|^2 - 1 \leq b^2(|G| - 1)$ . Поэтому  $\|P\|^2 - 1 > 0$  и  $\frac{\|P\|^2 - 1}{|G| - 1} \leq b^2 \leq \frac{\|P\|^2 - 1}{D^2}$ , что завершает доказательство.

Можно оценить  $b$  снизу с помощью числа  $s = |\text{supp}(P)|$ .

**Следствие 2.**

$$b \geq \left(\frac{1}{s} - \frac{1}{|G|}\right)^{\frac{1}{2}} \quad (9)$$

. Доказательство. Так как  $s^{-1} \geq |G|^{-1}$ , то из (2) и (8) получаем, что  $\|P\|^2 |G|^{-1} \geq s^{-1}$ . Поэтому

$$\frac{\|P\|^2 - 1}{|G| - 1} \geq \frac{\|P\|^2 - 1}{|G|} \geq \frac{1}{s} - \frac{1}{|G|}.$$

**Замечания.**

1. В силу (9) вероятности с малым носителем не могут быстро сходиться к  $U$ .
2. С помощью (9) можно получить нетривиальную оценку для  $b$  даже при  $s = |G|$ . Для этого нужно применить (9) к вероятности  $P_1$  (см. доказательство теоремы 1), у которой  $\text{supp}(P) \neq G$ .

**Следствие 3.** Если вероятность  $P$  равномерно распределена на нормальном  $s$ -элементном множестве, то  $\frac{|G|s^{-1} - 1}{|G| - 1} \leq b^2 \leq \frac{|G|s^{-1} - 1}{D^2}$ .

Доказательство. Для равномерного распределения  $P(g) = s^{-1}$  ( $g \in \text{supp}P$ ), поэтому

$$\|P\|^2 = |G| \sum_g P^2(g) = |G|s \cdot s^{-2} = |G|s^{-1}.$$

**ЛИТЕРАТУРА**

1. P. Diaconis, Group Representations in Probability and Statistics. Institute of Mathematical Statistics, 1988. – 198 p.
2. L. Saloff-Coste, Random walks on finite groups. In Probability on Discrete Structures. / H. Kesten, editor, Springer, 2004. – P. 263–340.

Статья получена: 13.08.2017; принята: 16.10.2017.

Article history: Received: 13 August 2017; Accepted: 16 October 2017.