

Math-Net.Ru

Общероссийский математический портал

В. О. МIRONKIN, Коллизии и инцидентность вершин компонентам в графе k -кратной итерации равновероятного случайного отображения, *Дискрет. матем.*, 2019, том 31, выпуск 4, 38–52

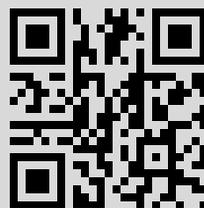
DOI: <https://doi.org/10.4213/dm1596>

Использование Общероссийского математического портала Math-Net.Ru подразумевает, что вы прочитали и согласны с пользовательским соглашением
<http://www.mathnet.ru/rus/agreement>

Параметры загрузки:

IP: 109.252.90.100

8 декабря 2019 г., 09:20:31



Коллизии и инцидентность вершин компонентам в графе k -кратной итерации равновероятного случайного отображения

© 2019 г. В. О. Миронкин*

В работе изучаются вероятностные характеристики графа k -кратной итерации равновероятного случайного отображения. Выписаны формулы для распределения длины отрезка аperiodичности произвольной вершины с учетом ряда ограничений. Вычислены вероятности инцидентности двух произвольных вершин одной компоненте связности, попадания произвольной вершины в множество прообразов другой вершины, а также появления коллизии в графе рассматриваемого отображения.

Ключевые слова: равновероятное случайное отображение, итерация отображения, отрезок аperiodичности, граф отображения, компонента связности, прообраз, коллизия

Введение

Вопросы, связанные с описанием цикловой структуры различных модификаций случайных отображений [1–3], возникают при решении ряда задач современной криптографии, в частности, при построении теоретико-вероятностных моделей механизмов защиты информации (например, функций сжатия, хэш-функций, регистров сдвига, алгоритмов выработки производных ключей и псевдослучайных последовательностей [4–6]) и обосновании их криптографической стойкости [7], а также при описании некоторых методов дискретного логарифмирования (например, ρ -метод Полларда [8]) и методов балансировки времени–памяти–данных (например, метод Хеллмана [9] и его модификации, использующие особые точки и радужные таблицы [10–14]).

Настоящая статья посвящена исследованию свойств и характеристик графа k -кратной итерации равновероятного случайного отображения [15–19], описывающих особенности взаимного расположения вершин в графе и используемых при обосновании стойкости некоторых итерационных механизмов защиты информации.

Следуя [15], рассмотрим конечное множество $S = \{1, \dots, n\}$, $n > 1$, и вероятностное пространство равновероятных случайных отображений $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$, в котором пространство элементарных исходов $\Omega = \{f: S \rightarrow S\}$ — множество всех n^n отображений

Место работы: Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», e-mail: mironkin.v@mail.ru

S в себя, алгебра событий \mathcal{F} — множество всех подмножеств Ω , а вероятностная мера \mathbf{P} является равновероятной:

$$\mathbf{P}(f) = \frac{1}{n^n} \quad \forall f \in \Omega. \quad (1)$$

Для произвольного $k \in \mathbb{N}$ обозначим k -кратную итерацию $\underbrace{f(\dots(f(x)\dots))}_k$ функции f через f^k и введем множества отображений

$$\Omega_k = \bigcup_{f \in \Omega} \{f^k\}.$$

Будем считать, что f^0 — тождественное отображение $S \rightarrow S$.

При этом заметим, что Ω_k является собственным подмножеством Ω при любом $k > 1$ и что если случайное отображение f имеет равновероятное распределение (1), то распределение f^k не является равновероятным ни на Ω , ни на Ω_k .

При изложении результатов будем использовать следующие определения для характеристик графа отображения (в определениях отображение f считается детерминированным).

Определение 1. *Графом отображения f* называется ориентированный граф $G_f = (S, E_f)$ с множеством вершин S и множеством ориентированных ребер $E_f = \{(x, f(x)) : x \in S\} \subset S^2$.

Определение 2. *Компонентой связности $\mathcal{K}_f(x)$* графа G_f , содержащей вершину $x \in S$, называется множество вершин вида

$$\{y \in S : f^l(y) = f^k(x), k, l \geq 0\}.$$

Определение 3. Вершина $x \in S$ называется *циклической вершиной* графа G_f , если существует такое $b \geq 1$, что $f^b(x) = x$.

Множество циклических вершин графа G_f обозначим $C(G_f)$, а множество вершин, лежащих на циклах длины $l \in \{1, \dots, n\}$, обозначим $C_l(G_f)$.

Через λ_f обозначим случайную величину, равную общему количеству циклических вершин в графе G_f .

С учетом [20] и того факта, что при переходе от графа G_f к графу G_{f^k} множество циклических вершин остается неизменным, для произвольного $j \in \{1, \dots, n\}$ имеет место равенство

$$\mathbf{P}\{\lambda_{f^k} = j\} = \frac{j \binom{n}{j}}{n^{j+1}}. \quad (2)$$

Далее для любого $x \in S$ множество циклических вершин компоненты связности $\mathcal{K}_f(x)$ обозначим $C_f(x)$, а через $\beta_f(x)$ обозначим случайную величину, равную длине цикла компоненты $\mathcal{K}_f(x)$.

Определение 4. *Подходом $\mathcal{P}_f(x)$* , начинающимся в вершине $x \in S$ графа G_f , называется отрезок выходящей из x траектории от x до ее первого попадания в циклическую вершину.

В рамках определения 4 будем считать, что соответствующая циклическая вершина не принадлежит подходу $\mathcal{P}_f(x)$.

Через $\alpha_f(x)$ обозначим случайную величину, равную длине подхода $\mathcal{P}_f(x)$, и будем называть ее высотой вершины x в графе G_f :

$$\alpha_f(x) = \min\{t \geq 0: f^t(x) \in C(G_f)\}.$$

Определение 5. *Отрезком аperiodичности $\mathcal{R}_f(x)$, начинающимся в вершине $x \in S$ графа G_f , называется отрезок выходящей из x траектории от x до ее первого самопересечения.*

Через $\tau_f(x)$ обозначим случайную величину, равную длине отрезка аperiodичности $\mathcal{R}_f(x)$:

$$\tau_f(x) = \min\{t \in \mathbb{N}: f^t(x) \in \{x, f(x), \dots, f^{t-1}(x)\}\}.$$

Согласно определениям 4, 5 для произвольного $x \in S$ выполняется соотношение

$$\tau_f(x) = \alpha_f(x) + \beta_f(x).$$

Замечание 1. Придерживаясь обозначений, принятых в [15], зависимость случайных величин $\alpha_f(x)$, $\beta_f(x)$, $\tau_f(x)$ от параметра n отражать не будем.

Перейдем к непосредственному рассмотрению вероятностных характеристик графа G_{f^k} , $k \geq 1$.

1. Отрезок аperiodичности с ограничениями

Согласно [21] в моделях выработки производных ключей типа [22], построенных на основе некоторой секретной долговременной информации с использованием k -кратной итерации равновероятного случайного отображения $f: S \rightarrow S$, для последовательности различных долговременных ключей x_1, x_2, \dots, x_d , $d > 1$, возможна компрометация формируемого ключевого множества, если $\mathcal{R}_{f^k}(x_i) \cap \mathcal{R}_{f^k}(x_j) \neq \emptyset$, где $1 \leq i < j \leq d$.

Если при этом исходная ключевая система содержит слабые ключи [7] y_1, y_2, \dots, y_t , $t \geq 1$, то в целях обеспечения криптографической стойкости соответствующего итерационного алгоритма на указанные отрезки аperiodичности накладывается естественное ограничение

$$\{y_1, y_2, \dots, y_t\} \cap \left(\bigcup_{i=1}^d \mathcal{R}_{f^k}(x_1^{(i)}) \right) = \emptyset. \quad (3)$$

Таким образом, при оценке надежности алгоритма, а также объема данных, обрабатываемых на заданном секретном ключе, требуется знание распределения соответствующего отрезка аperiodичности при отсутствии пересечений с фиксированным подмножеством ключей.

В частности, при $t = d = 1$ событие (3) принимает вид $\{y \notin \mathcal{R}_{f^k}(x)\}$. Вычислим его вероятность для произвольных элементов $x, y \in S$, $x \neq y$.

Для любых $k, l, i, j \in \mathbb{N}$: $i \leq j$ введем обозначения

$$Q_i^j(k, l) = \left\{ m \in \mathbb{N}: i \leq m \leq j, \frac{m}{(m, k)} = l \right\}, \quad (4)$$

$$\tilde{Q}_i^j(k, l) = \left\{ m \in \mathbb{N} : i \leq m \leq j, \frac{m}{(m, k)} < l \right\}, \quad (5)$$

где (m, k) — наибольший общий делитель чисел m и k .

Далее для произвольных $i_0, i_1 \in \mathbb{Z}$, $i_0 > i_1$, положим $\prod_{j=i_0}^{i_1} (\dots) = 0$ и $\prod_{j=i_0}^{i_1} (\dots) = 1$.

Теорема 1. Пусть случайное отображение $f: S \rightarrow S$ имеет распределение (1) на Ω . Тогда при любых $k \in \mathbb{N}$, $x, y \in S$, $x \neq y$, $u, z \in \{2, \dots, n\}$ справедливо равенство

$$\begin{aligned} & \mathbf{P} \left\{ \tau_{fk}(x) = z; y \in \mathcal{R}_{fk}(x) \right\} \\ &= (z-1) \left[\sum_{m \in Q_2^n(k, z)} \frac{(n-2)_{m-2}}{n^m} + \sum_{m \in \tilde{Q}_1^{n-1}(k, z)} \sum_{v=1}^{\min(k, n-r)} \frac{(n-2)_{r+v-2}}{n^{r+v}} \right], \end{aligned}$$

где $r = m + \left(z - \frac{m}{(m, k)} - 1 \right) k$, а $Q_2^n(k, z)$ и $\tilde{Q}_1^{n-1}(k, z)$ определяются соотношениями (4), (5).

Доказательство. Зафиксируем произвольную пару вершин $x, y \in S$, $x \neq y$, и для любого $z \in \{2, \dots, n\}$ рассмотрим более широкое событие

$$\left\{ \tau_{fk}(x) = z; y \in \mathcal{R}_f(x) \right\},$$

для выполнения которого в случае $x \in C(G_f)$ и $\beta_f(x) = m$, где $m \in \{2, \dots, n\}$, существует в точности $m-1$ вариантов прохождения случайной траектории $\mathcal{R}_f(x)$ через вершину y , а в случае $\alpha_f(x) = t$, где $t \in \{1, 2, \dots, n-m\}$, $m \in \{1, \dots, n-1\}$, существует $m+t-1$ вариантов.

Повторяя рассуждения [15] с учетом расположения вершины y на $\mathcal{R}_f(x)$ и обозначая $r = m + \left(z - \frac{m}{(m, k)} - 1 \right) k$, по формуле полной вероятности [23] получаем цепочку равенств

$$\begin{aligned} & \mathbf{P} \left\{ \tau_{fk}(x) = z; y \in \mathcal{R}_f(x) \right\} = \mathbf{P} \left\{ x \in C_z(G_{fk}); y \in C_f(x) \right\} \\ &+ \mathbf{P} \left\{ \tau_{fk}(x) = z; x \notin C(G_f); y \in \mathcal{R}_f(x) \right\} = \sum_{m \in Q_2^n(k, z)} \frac{m-1}{n^2} \prod_{i=2}^{m-1} \left(1 - \frac{i}{n} \right) \\ &+ \sum_{m \in \tilde{Q}_1^{n-1}(k, z)} \sum_{t=(z-\frac{m}{(m,k)}-1)k+1}^{\min((z-\frac{m}{(m,k)})k, n-m)} \frac{m+t-1}{n^2} \prod_{i=2}^{m+t-1} \left(1 - \frac{i}{n} \right) \\ &= \sum_{m \in Q_2^n(k, z)} \frac{(m-1)(n-2)_{m-2}}{n^m} \\ &+ \sum_{m \in \tilde{Q}_1^{n-1}(k, z)} \sum_{v=1}^{\min(k, n-r)} \frac{(r+v-1)(n-2)_{r+v-2}}{n^{r+v}}. \quad (6) \end{aligned}$$

Далее следует учесть, что доля вершин y , лежащих на соответствующих траекториях длины m в графе G_f (для первой группы слагаемых в (6)) и длины $r+v$

(для второй группы слагаемых), при которых $y \in \mathcal{R}_{fk}(x)$, составляет $\frac{z-1}{m-1}$ и $\frac{z-1}{r+v-1}$ соответственно. Таким образом, из (6) следует

$$\begin{aligned} & \mathbf{P} \left\{ \tau_{fk}(x) = z; y \in \mathcal{R}_{fk}(x) \cap \mathcal{R}_f(x) \right\} \\ &= \sum_{m \in \tilde{Q}_2^n(k, z)} \frac{z-1}{m-1} \cdot \frac{(m-1)(n-2)_{m-2}}{n^m} \\ &+ \sum_{m \in \tilde{Q}_1^{n-1}(k, z)} \sum_{v=1}^{\min(k, n-r)} \frac{z-1}{r+v-1} \cdot \frac{(r+v-1)(n-2)_{r+v-2}}{n^{r+v}} \\ &= (z-1) \left[\sum_{m \in \tilde{Q}_2^n(k, z)} \frac{(n-2)_{m-2}}{n^m} + \sum_{m \in \tilde{Q}_1^{n-1}(k, z)} \sum_{v=1}^{\min(k, n-r)} \frac{(n-2)_{r+v-2}}{n^{r+v}} \right], \end{aligned}$$

откуда с использованием соотношения

$$\mathbf{P} \left\{ \tau_{fk}(x) = z; y \in \mathcal{R}_{fk}(x) \right\} = \mathbf{P} \left\{ \tau_{fk}(x) = z; y \in \mathcal{R}_{fk}(x) \cap \mathcal{R}_f(x) \right\}.$$

приходим к утверждению теоремы. Теорема доказана. \square

Пусть $\lfloor z \rfloor = \min\{n \in \mathbb{Z}: n \geq z\}$.

Теорема 2. Пусть случайное отображение $f: S \rightarrow S$ имеет распределение (1) на Ω . Тогда при любых $k \in \mathbb{N}$, $x, y \in S$, $x \neq y$, и $z \in \{2, \dots, n\}$ справедливо равенство

$$\mathbf{P} \left\{ \tau_{fk}(x) \leq z; y \in \mathcal{R}_{fk}(x) \right\} = \sum_{m \in \tilde{Q}_1^n(k, z+1)} \sum_{t=m}^{\min(r, n)} \frac{\binom{\lfloor \frac{t-m}{k} \rfloor + \lfloor \frac{m}{(m, k)} \rfloor - 1}{n-2} (n-2)_{t-2}}{n^t}, \quad (7)$$

где $r = m + \left(z - \frac{m}{(m, k)}\right)k$, а $\tilde{Q}_1^n(k, z)$ определяется соотношением (5).

Доказательство. Для произвольной фиксированной пары вершин $x, y \in S$, $x \neq y$, с учетом результатов [15, 21] находим, что

$$\begin{aligned} & \mathbf{P} \left\{ \tau_{fk}(x) \leq z; y \in \mathcal{R}_f(x) \right\} = \mathbf{P} \left\{ \tau_{fk}(x) \leq z; x \in C(G_f); y \in C_f(x) \right\} \\ &+ \mathbf{P} \left\{ \tau_{fk}(x) \leq z; x \notin C(G_f); y \in \mathcal{R}_f(x) \right\} = \sum_{m \in \tilde{Q}_2^n(k, z+1)} \frac{m-1}{n^2} \prod_{i=2}^{m-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right) \\ &+ \sum_{m \in \tilde{Q}_1^{n-1}(k, z+1)} \sum_{t=1}^{\min(r, n)-m} \frac{t+m-1}{n^2} \prod_{i=2}^{t+m-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right) \\ &= \sum_{m \in \tilde{Q}_2^n(k, z+1)} \frac{(m-1)(n-2)_{m-2}}{n^m} \\ &+ \sum_{m \in \tilde{Q}_1^{n-1}(k, z+1)} \sum_{t=1}^{\min(r, n)-m} \frac{(t+m-1)(n-2)_{t+m-2}}{n^{t+m}}. \quad (8) \end{aligned}$$

При этом из равенства

$$\tau_{fk}(x) = \left\lfloor \frac{y - \beta_f(x)}{k} \right\rfloor + \frac{\beta_f(x)}{(\beta_f(x), k)}$$

следует, что при фиксированном $m \in \tilde{Q}_2^n(k, z+1)$ (для первой группы слагаемых в (8)), а также при такой фиксированной паре (m, t) (для второй группы слагаемых), что $m \in \tilde{Q}_1^{n-1}(k, z+1)$ и $t \in \{1, \dots, \min(r, n) - m\}$, доли вершин $y \in \mathcal{R}_f(x)$, для которых $y \in \mathcal{R}_{fk}(x)$, составляют $\frac{\binom{m}{(m,k)} - 1}{m-1}$ и $\frac{\binom{t}{k} \left[\binom{m}{(m,k)} - 1 \right]}{t+m-1}$ соответственно. Таким образом, из (8) вытекает выражение

$$\begin{aligned} \mathbf{P} \{ \tau_{fk}(x) \leq z; y \in \mathcal{R}_{fk}(x) \} &= \sum_{m \in \tilde{Q}_2^n(k, z+1)} \frac{\left(\binom{m}{(m,k)} - 1 \right) (n-2)_{m-2}}{n^m} \\ &+ \sum_{m \in \tilde{Q}_1^{n-1}(k, z+1)} \sum_{t=1}^{\min(r, n) - m} \frac{\binom{t}{k} \left[\binom{m}{(m,k)} - 1 \right] (n-2)_{t+m-2}}{n^{t+m}}, \end{aligned}$$

из которого путем объединения первой и второй групп слагаемых получаем искомую формулу. Теорема доказана. \square

Замечание 2. Из теорем 1, 2 с учетом выражений для $\mathbf{P} \{ \tau_{fk}(x) = z \}$ и $\mathbf{P} \{ \tau_{fk}(x) \leq z \}$, полученных в [15], следуют формулы для величин $\mathbf{P} \{ \tau_{fk}(x) = z; y \notin \mathcal{R}_{fk}(x) \}$ и $\mathbf{P} \{ \tau_{fk}(x) \leq z; y \notin \mathcal{R}_{fk}(x) \}$.

Следствие 1. Пусть случайное отображение $f: S \rightarrow S$ имеет распределение (1) на Ω . Тогда при любых $k \in \mathbb{N}$, $x, y \in S$, $x \neq y$, справедливо равенство

$$\mathbf{P} \{ y \notin \mathcal{R}_{fk}(x) \} = 1 - \sum_{m=1}^n \sum_{t=m}^n \frac{\binom{t-m}{k} \left[\binom{m}{(m,k)} - 1 \right] (n-2)_{t-2}}{n^t}.$$

Доказательство. Для искомой вероятности справедлива формула

$$\mathbf{P} \{ y \notin \mathcal{R}_f(x) \} = 1 - \mathbf{P} \{ y \in \mathcal{R}_f(x) \} = 1 - \mathbf{P} \{ \tau_{fk}(x) \leq n; y \in \mathcal{R}_f(x) \}. \quad (9)$$

Поэтому для получения результата достаточно подставить выражение (7) в (9) и учесть, что в случае $z = n$ пределы и множества суммирования слагаемых в (7) принимают вид

$$\min(r, n) = \min \left(\left(n - \frac{m}{(m, k)} \right) k, n - m \right) + m = n,$$

$$\tilde{Q}_1^n(k, n+1) = \{1, \dots, n\}.$$

В итоге приходим к искомому равенству. Следствие доказано. \square

2. Инцидентность вершин одной компоненте связности

Вопросы, связанные с оценкой вероятности попадания случайных вершин в одну компоненту связности графа отображения $f: S \rightarrow S$, изучались в ряде публикаций. Так, в частности, в [24] для произвольных различных вершин $x_1, x_2, \dots, x_d \in S$, $d > 1$, получено следующее предельное значение этой вероятности при $n \rightarrow \infty$

$$\mathbf{P} \{x_1, x_2, \dots, x_d \in \mathcal{K}_f(x_1)\} = \frac{(2d-2)!!}{(2d-1)!!}. \quad (10)$$

Отметим, что указанная характеристика описывает возможность компрометации производных ключей, вырабатываемых с использованием случайного отображения $f: S \rightarrow S$, поскольку событие $\{x_1, x_2, \dots, x_d \in \mathcal{K}_f(x_1)\}$ совпадает с упомянутым выше событием $\left\{ \bigcap_{i=1}^d \mathcal{R}_f(x_i) \neq \emptyset \right\}$.

Рассмотрим граф G_{f^k} , $k \in \mathbb{N}$, и для произвольной пары вершин $x, y \in S$, $x \neq y$, вычислим $\mathbf{P} \{y \in \mathcal{K}_{f^k}(x)\}$.

Для любых $m \in \mathbb{N}$ и $s, t \in \mathbb{N} \cup \{0\}$ положим

$$\Delta_m^{s,t} = \begin{cases} 1, & s_{\bmod m} \geq t_{\bmod m} > 0, \\ 0 & \text{в противном случае,} \end{cases} \quad (11)$$

здесь и далее используется обозначение $s_{\bmod m} = s - m \lfloor \frac{s}{m} \rfloor$ для наименьшего неотрицательного вычета s по модулю m .

Теорема 3. Пусть случайное отображение $f: S \rightarrow S$ имеет распределение (1) на Ω . Тогда при любых $k \in \mathbb{N}$, $x, y \in S$, $x \neq y$, справедливо равенство

$$\mathbf{P} \{y \in \mathcal{K}_{f^k}(x)\} = \sum_{m=1}^n \sum_{v=m}^n \sum_{s=0}^{n-v} \frac{\binom{v}{(m,k)} \left[-\omega_{m,v,s} \right] (n-2)_{v+s-2}}{n^{v+s}},$$

где $\omega_{m,v,s} = \begin{cases} 1, & \text{если } s = 0, \\ \Delta_{(m,k)}^{s,v} & \text{в противном случае.} \end{cases}$

Доказательство. Зафиксируем произвольную пару вершин $x, y \in S$, $x \neq y$. Тогда по формуле полной вероятности

$$\mathbf{P} \{y \in \mathcal{K}_{f^k}(x)\} = \mathbf{P} \{y \in \mathcal{K}_{f^k}(x), x \in C_f(x)\} + \mathbf{P} \{y \in \mathcal{K}_{f^k}(x), x \notin C_f(x)\}. \quad (12)$$

Вычислим первое слагаемое в (12). Зафиксируем длину $m \in \{1, \dots, n\}$ цикла $C_f(x)$. Заметим, что существует в точности $\frac{m}{(m,k)} - 1$ вариантов расположения вершины $y \neq x$ на цикле $C_f(x)$, при которых выполняется событие $\{y \in \mathcal{K}_{f^k}(x)\}$. Вероятность каждого такого варианта составляет $\frac{1}{n^2} \prod_{i=2}^{m-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right)$ [25].

Если же $\alpha_f(y) = s \in \{1, \dots, n-m\}$, то для каждого такого фиксированного s существует ровно $\frac{m}{(m,k)}$ вариантов точки вхождения подхода $\mathcal{P}_f(y)$ в цикл $C_f(x)$,

при которых также выполняется событие $\{y \in \mathcal{K}_{f^k}(x)\}$, а вероятность каждого из них равна $\frac{1}{n^2} \prod_{i=2}^{m+s-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right)$. Таким образом,

$$\begin{aligned} \mathbf{P} \{y \in \mathcal{K}_{f^k}(x), x \in C_f(x)\} \\ = \sum_{m=2}^n \frac{\frac{m}{(m,k)} - 1}{n^2} \prod_{i=2}^{m-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right) + \sum_{m=1}^n \sum_{s=1}^{n-m} \frac{\frac{m}{(m,k)}}{n^2} \prod_{i=2}^{m+s-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right). \end{aligned} \quad (13)$$

Рассмотрим второе слагаемое в (12). В этом случае, помимо m , зафиксируем длину подхода $t = \alpha_f(x) > 0$. Если $y \in \mathcal{R}_f(x)$, то существует $\left\lfloor \frac{t+m}{(m,k)} \right\rfloor - 1$ вариантов (исключается вершина x) расположения вершины $y \neq x$ на отрезке аперiodичности $\mathcal{R}_f(x)$, при которых выполняется событие $\{y \in \mathcal{K}_{f^k}(x)\}$. Вероятность каждого такого варианта $\frac{1}{n^2} \prod_{i=2}^{m+t-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right)$.

Пусть теперь $s = \min \{w \in \mathbb{N} \cup \{0\} : f^w(y) \in \mathcal{R}_f(x)\} > 0$. Тогда для всех t , кратных (m, k) , существует ровно $\left\lfloor \frac{t+m}{(m,k)} \right\rfloor$ вариантов точки вхождения траектории, начинающейся в вершине y , в отрезок аперiodичности $\mathcal{R}_f(x)$, при которых выполняется событие $\{y \in \mathcal{K}_{f^k}(x)\}$. Если же $(m, k) \nmid t$, то для $s_{\text{mod}}(m, k) < t_{\text{mod}}(m, k)$ число таких вариантов составляет $\left\lfloor \frac{t+m}{(m,k)} \right\rfloor$, а для $s_{\text{mod}}(m, k) \geq t_{\text{mod}}(m, k)$ — соответственно $\left\lfloor \frac{t+m}{(m,k)} \right\rfloor - 1$. Вероятность каждого такого вхождения равна $\frac{1}{n^2} \prod_{i=2}^{m+s+t-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right)$. Следовательно,

$$\begin{aligned} \mathbf{P} \{y \in \mathcal{K}_{f^k}(x), x \notin C_f(x)\} = \sum_{m=1}^n \sum_{t=1}^{n-m} \left\lfloor \frac{t+m}{(m,k)} \right\rfloor \frac{1}{n^2} \prod_{i=2}^{m+t-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right) \\ + \sum_{m=1}^n \sum_{t=1}^{n-m} \sum_{s=1}^{n-m-t} \left\lfloor \frac{t+m}{(m,k)} \right\rfloor \frac{\Delta_{(m,k)}^{s,t}}{n^2} \prod_{i=2}^{m+t+s-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right). \end{aligned} \quad (14)$$

Далее, подставив (13) и (14) в (12) и преобразовав полученное выражение за счет замены переменной $t = v - m$ с учетом равенства $\Delta_{(m,k)}^{s,v} = \Delta_{(m,k)}^{s,t}$, придем к искомому результату. Теорема доказана. \square

Замечание 3. Теорема 3 позволяет выписать выражение для средней мощности компоненты произвольной не зависящей от f вершины $x \in S$ в графе G_{f^k} . Действительно, из соотношения

$$\begin{aligned} \mathbf{P} \{y \in \mathcal{K}_{f^k}(x)\} &= \sum_{r=2}^n \mathbf{P} \{|\mathcal{K}_{f^k}(x)| = r\} \mathbf{P} \{y \in \mathcal{K}_{f^k}(x) \mid |\mathcal{K}_{f^k}(x)| = r\} \\ &= \sum_{r=2}^n \frac{r-1}{n-1} \mathbf{P} \{|\mathcal{K}_{f^k}(x)| = r\} = \frac{1}{n-1} \mathbf{E} (|\mathcal{K}_{f^k}(x)| - 1) \end{aligned}$$

следует равенство

$$\mathbf{E}|\mathcal{K}_{f^k}(x)| = (n-1)\mathbf{P}\{y \in \mathcal{K}_{f^k}(x)\} + 1.$$

Замечание 4. В силу равноправия вершин графа G_f согласно теореме 3 среднее число пар $(x, y) \in S \times S: x \neq y$, сохраняющих инцидентность одной компоненте связности при переходе от графа G_f к графу G_{f^k} , определяется равенством $n(n-1)\mathbf{P}\{y \in \mathcal{K}_{f^k}(x)\}$.

Следствие 2. Пусть случайное отображение $f: S \rightarrow S$ имеет распределение (1) на Ω . Тогда при любых $k \in \mathbb{N}$, $x, y \in S$, $x \neq y$, справедливо двустороннее неравенство

$$\frac{1}{3k} < \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}\{y \in \mathcal{K}_{f^k}(x)\} \leq \frac{2}{3}.$$

Доказательство. Из соотношения (13) и очевидного неравенства $\frac{m}{2k} < \frac{m}{(m,k)}$, справедливого для произвольных $m \in \{1, \dots, n\}$ и $k \in \mathbb{N}$, получаем

$$\frac{1}{2k} \mathbf{P}\{y \in \mathcal{K}_f(x), x \in C_f(x)\} < \mathbf{P}\{y \in \mathcal{K}_{f^k}(x), x \in C_f(x)\}. \quad (15)$$

В свою очередь, из определения $\Delta_{(m,k)}^{s,t}$ и соотношения $\frac{t+m}{(m,k)} \geq 1$, справедливого для произвольных $m \in \{1, \dots, n\}$, $t \in \{0, \dots, n-m\}$, $s \in \{0, \dots, n-m-t\}$ и $k \in \mathbb{N}$, следует неравенство

$$\frac{t+m}{2k} < \left] \frac{t+m}{(m,k)} \left[- \Delta_{(m,k)}^{s,t}, \quad (16)$$

из которого получаем

$$\frac{1}{2k} \mathbf{P}\{y \in \mathcal{K}_f(x), x \notin C_f(x)\} < \mathbf{P}\{y \in \mathcal{K}_{f^k}(x), x \notin C_f(x)\} \quad (17)$$

и, следовательно, для произвольного $k \in \mathbb{N}$ можем записать двустороннюю оценку

$$\frac{1}{2k} \mathbf{P}\{y \in \mathcal{K}_f(x)\} < \mathbf{P}\{y \in \mathcal{K}_{f^k}(x)\} \leq \mathbf{P}\{y \in \mathcal{K}_f(x)\}.$$

Таким образом, переходя к пределу в полученном неравенстве при $n \rightarrow \infty$, с использованием формулы $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}\{y \in \mathcal{K}_f(x)\} = \frac{2}{3}$, [24] получаем искомый результат. Следствие доказано. \square

Отметим также, что теорема 3 иллюстрирует возможность уменьшения вероятности компрометации ключей посредством использования не всех последовательно вырабатываемых производных ключей, а отобранных с некоторым фиксированным шагом k (за счет распада компонент связности графа G_f при переходе к графу G_{f^k}). Исключение составляет случай, когда граф G_{f^k} является связным, и, как следствие, любой набор вершин из S сохраняет инцидентность соответствующей компоненте.

Обозначим через η_f случайную величину, равную числу компонент связности в графе G_f .

Теорема 4. Пусть случайное отображение $f: S \rightarrow S$ имеет распределение (1) на Ω . Тогда при любом $k \in \mathbb{N}$ справедливо равенство

$$\mathbf{P} \{ \eta_{f^k} = 1 \} = \sum_{j \in D_k} \frac{\binom{n}{j}}{n^{j+1}},$$

где $D_k = \{j \in \{1, \dots, n\} : (k, j) = 1\}$.

Доказательство. По формуле полной вероятности

$$\mathbf{P} \{ \eta_{f^k} = 1 \} = \sum_{j=1}^n \mathbf{P} \{ \eta_{f^k} = 1 \mid \lambda_f = j \} \mathbf{P} \{ \lambda_f = j \}. \quad (18)$$

При фиксированном $j \in \{1, \dots, n\}$ величину $\mathbf{P} \{ \eta_{f^k} = 1 \mid \lambda_f = j \}$ можно интерпретировать как вероятность того, что k -кратная итерация равновероятной случайной подстановки $\pi \in S_j$ содержит ровно 1 цикл. Тогда с учетом [20]

$$\mathbf{P} \{ \eta_{f^k} = 1 \mid \lambda_f = j \} = \begin{cases} \frac{1}{j}, & \text{если } (k, j) = 1, \\ 0 & \text{в противном случае.} \end{cases}$$

В итоге, подставив (2) в (18), получим требуемый результат. Теорема доказана. \square

Следствие 3. Пусть случайное отображение $f: S \rightarrow S$ имеет распределение (1) на Ω . Тогда при любом $k \in \mathbb{N}$ справедливы следующие оценки:

$$\frac{1}{n} \sum_{j \in D_k} e^{-(1+\frac{j}{n})\frac{j(j-1)}{2n}} \leq \mathbf{P} \{ \eta_{f^k} = 1 \} \leq \frac{1}{n} \sum_{j \in D_k} e^{-\frac{j(j-1)}{2n}}.$$

Доказательство. С учетом двустороннего неравенства, вытекающего из [26]:

$$e^{-(1+\frac{j}{n})\frac{j(j-1)}{2n}} \leq \frac{\binom{n}{j}}{n^j} = \prod_{i=1}^{j-1} \left(1 - \frac{i}{n} \right) \leq e^{-\frac{j(j-1)}{2n}},$$

справедливого для $j \in \{1, \dots, n\}$, получаем искомую двустороннюю оценку. Следствие доказано. \square

3. Прообразы и коллизии

Неотъемлемой составляющей криптографического анализа хэш-функций и функций сжатия, а также механизмов защиты информации, построенных на их основе, являются задачи, связанные с поиском коллизий и описанием множества прообразов произвольной вершины соответствующего графа отображения [19]. Указанные задачи находят свое применение в том числе и при оптимизации методов балансировки времени-памяти-данных [12].

Через $(f^k)^{-1}(x)$ обозначим множество непосредственных прообразов случайной вершины $x \in S$ в графе G_{f^k} , $k \geq 1$.

Теорема 5. Пусть случайное отображение $f: S \rightarrow S$ имеет распределение (1) на Ω . Тогда при любых $k \in \mathbb{N}$, $x, y \in S$, $x \neq y$, справедливо равенство

$$\mathbf{P} \left\{ y \in (f^k)^{-1}(x) \right\} = \sum_{m \in \overline{Q}_2^n(k, 1)} \frac{(n-2)_{m-2}}{n^m} + \sum_{t=1}^{n-1} \sum_{m=t+1}^n \frac{(n-2)_{m-2}}{n^m},$$

где $\overline{Q}_2^n(k, 1) = \{2, \dots, n\} \setminus Q_2^n(k, 1)$, $Q_2^n(k, 1)$ определяется соотношением (4).

Доказательство. Для произвольных фиксированных вершин $x, y \in S$, $x \neq y$, по формуле полной вероятности имеем

$$\mathbf{P} \left\{ y \in (f^k)^{-1}(x) \right\} = \mathbf{P} \left\{ f^k(y) = x, x \in C_f(x) \right\} + \mathbf{P} \left\{ f^k(y) = x, x \notin C_f(x) \right\}. \quad (19)$$

Рассмотрим первое слагаемое в (19). На цикле $C_f(x)$ с фиксированной длиной $m \in \{2, \dots, n\}$ в случае $m \nmid k$ существует единственный вариант расположения вершины y , при котором выполняется событие $\left\{ y \in (f^k)^{-1}(x) \right\}$, и его вероятность составляет $\frac{1}{n^2} \prod_{i=2}^{m-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right)$. В случае $m \mid k$ таких вариантов не существует.

Если же $s = \alpha_f(y) \in \{1, \dots, k\}$, то для любого $\beta_f(x) = m \in \{1, \dots, n-s\}$ также существует единственный вариант расположения вершины y , при котором выполняется событие $\left\{ y \in (f^k)^{-1}(x) \right\}$, и его вероятность равна $\frac{1}{n^2} \prod_{i=2}^{m+s-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right)$.

Объединив указанные случаи, приходим к выражению для первого слагаемого в (19)

$$\begin{aligned} \mathbf{P} \left\{ f^k(y) = x, x \in C_f(x) \right\} &= \frac{1}{n^2} \sum_{m \in \overline{Q}_2^n(k, 1)} \prod_{i=2}^{m-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right) + \frac{1}{n^2} \sum_{s=1}^k \sum_{m=1}^{n-s} \prod_{i=2}^{m+s-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right), \end{aligned} \quad (20)$$

где $\overline{Q}_2^n(k, 1) = \{2, \dots, n\} \setminus Q_2^n(k, 1)$.

Перейдем к вычислению второго слагаемого в (19). Запишем равенство

$$\left\{ f^k(y) = x, x \notin C_f(x) \right\} = \bigcup_{t=1}^{n-k-1} \bigcup_{m=1}^{n-k-t} \left\{ \alpha_f(x) = t, \beta_f(x) = m, f^k(y) = x \right\},$$

где под знаками объединения стоят несовместные события, и при фиксированных t, m вероятность соответствующего события равна $\frac{1}{n^2} \prod_{i=2}^{t+m+k-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right)$. Тогда, переходя к вероятностям, получаем

$$\begin{aligned} \mathbf{P} \left\{ f^k(y) = x, x \notin C_f(x) \right\} &= \frac{1}{n^2} \sum_{t=1}^{n-k-1} \sum_{m=1}^{n-k-t} \prod_{i=2}^{t+m+k-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right) = \frac{1}{n^2} \sum_{t=k+1}^{n-1} \sum_{m=1}^{n-t} \prod_{i=2}^{t+m-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right). \end{aligned} \quad (21)$$

В итоге, подставив (20) и (21) в (19), приходим к искомому выражению. Теорема доказана. \square

Отметим, что для произвольного $k \in \mathbb{N}$ в случае $y = x$ выполняется равенство событий

$$\{x \in (f^k)^{-1}(x)\} = \{x \in C_1(G_{f^k})\},$$

откуда с учетом [21]

$$\mathbf{P}\{x \in (f^k)^{-1}(x)\} = \sum_{m \in Q_1^n(k,1)} \frac{\binom{n}{m}}{n^{m+1}}.$$

В частности, для простого $k \in \mathbb{N}$ получаем выражение

$$\mathbf{P}\{x \in (f^k)^{-1}(x)\} = \frac{1}{n} \left(1 + \frac{\binom{n}{k}}{n^k}\right),$$

вырождающееся при $k > n$ в равенство $\mathbf{P}\{x \in (f^k)^{-1}(x)\} = \frac{1}{n}$.

Замечание 5. Теорема 5 позволяет выписать выражение для среднего числа образов произвольной вершины $x \in S$ в графе G_{f^k} . А именно, так как

$$\left| (f^k)^{-1}(x) \right| = \sum_{y \in S} I\{y \in (f^k)^{-1}(x)\},$$

то в силу равноправия всех $y \in S$

$$\begin{aligned} \mathbf{E}\left| (f^k)^{-1}(x) \right| &= \mathbf{E} \sum_{y \in S} I\{y \in (f^k)^{-1}(x)\} \\ &= (n-1) \mathbf{P}\{y \in (f^k)^{-1}(x)\} + \mathbf{P}\{x \in (f^k)^{-1}(x)\}. \end{aligned}$$

Определение 6. Коллизией в графе отображения G_f называется произвольная пара вершин $x, y \in S$, $x \neq y$, для которых $f(x) = f(y)$.

Теорема 6. Пусть случайное отображение $f: S \rightarrow S$ имеет распределение (1) на Ω . Тогда при любых $k \in \mathbb{N}$, $x, y \in S$, $x \neq y$, справедливо равенство

$$\begin{aligned} \mathbf{P}\{f^k(x) = f^k(y)\} &= \sum_{t=1}^k \sum_{s=0}^{n-1} \sum_{m=t+1}^{n-s} \frac{(1 + \delta_{s,0})(n-2)_{m+s-2}}{n^{m+s}} \\ &\quad + \sum_{t=1}^k \sum_{m=t+1}^n \sum_{i=0}^{t-1} \sum_{j=\delta_{i,0}}^{\lfloor \frac{k-t}{m-t} \rfloor} \frac{(n-2)_{m+i+jm-2}}{n^{m+i+jm}}, \end{aligned}$$

где $\delta_{i,j} = \begin{cases} 1, & i = j, \\ 0, & i \neq j, \end{cases}$ — символ Кронекера.

Доказательство. Зафиксируем $x, y \in S: x \neq y$. Тогда по формуле полной вероятности

$$\begin{aligned} \mathbf{P}\{f^k(x) = f^k(y)\} &= \mathbf{P}\{f^k(x) = f^k(y), x \in C_f(x)\} \\ &\quad + \mathbf{P}\{f^k(x) = f^k(y), x \notin C_f(x)\}. \quad (22) \end{aligned}$$

Рассмотрим первое слагаемое в (22). Заметим, что в случае $x \in C_f(x)$ событие $\{f^k(x) = f^k(y)\}$ может быть выполненным только при $s = \alpha_f(y) \in \{1, \dots, k\}$. При этом для любого $\beta_f(x) = m \in \{1, \dots, n-s\}$ существует единственный вариант расположения вершины y , и его вероятность составляет $\frac{1}{n^2} \prod_{i=2}^{m+s-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right)$. Таким образом,

$$\mathbf{P} \{f^k(x) = f^k(y), x \in C_f(x)\} = \frac{1}{n^2} \sum_{s=1}^k \sum_{m=1}^{n-s} \prod_{i=2}^{m+s-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right). \quad (23)$$

Вычислим второе слагаемое в (22). Запишем равенство событий

$$\begin{aligned} \{f^k(x) = f^k(y), x \notin C_f(x)\} \\ = \{f^k(x) = f^k(y), \alpha_f(x) > k\} \cup \{f^k(x) = f^k(y), 1 \leq \alpha_f(x) \leq k\} \end{aligned}$$

и рассмотрим отдельно события, стоящие в его правой части.

Пусть $\alpha_f(x) = t \in \{k+1, \dots, n-1\}$. В этом случае $s = \min\{w \in \mathbb{N} \cup \{0\} : f^w(y) \in \mathcal{R}_f(x)\} \in \{1, \dots, k\}$, и для произвольного $\beta_f(x) = m \in \{1, \dots, n-s-t\}$ существует единственный вариант расположения вершины y , при котором выполняется событие $\{f^k(x) = f^k(y)\}$, и его вероятность составляет $\frac{1}{n^2} \prod_{i=2}^{m+s+t-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right)$.

Пусть теперь $\alpha_f(x) = t \in \{1, \dots, k\}$. Тогда для произвольного $s \in \{0, \dots, k\}$ существует единственный вариант вхождения траектории, начинающейся в вершине y , в цикл $C_f(x)$ длины $m \in \{1, \dots, n-s-t\}$, при котором $\{f^k(x) = f^k(y)\}$. Вероятность каждого такого варианта также равна $\frac{1}{n^2} \prod_{i=2}^{m+s+t-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right)$.

Определим множество вариантов расположения вершины y , при которых траектория, начинающаяся в этой вершине, входит в подход $\mathcal{P}_f(x)$, и выполняется равенство $\{f^k(x) = f^k(y)\}$. Соответствующее множество M имеет вид

$$M = \left\{ y \in S \setminus \{x\} : f^{i+jm}(y) = f^i(x), i = 0, \dots, t-1, j = 0, \dots, \left\lfloor \frac{k-t}{m} \right\rfloor \right\},$$

а вероятность каждого варианта составляет $\frac{1}{n^2} \prod_{i=2}^{m+t+i+jm-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right)$. Следовательно,

$$\begin{aligned} \mathbf{P} \{f^k(x) = f^k(y), x \notin C_f(x)\} &= \frac{1}{n^2} \sum_{t=k+1}^{n-1} \sum_{s=1}^k \sum_{m=1}^{n-t-s} \prod_{i=2}^{m+t+s-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right) \\ &+ \frac{1}{n^2} \sum_{t=1}^k \sum_{s=0}^k \sum_{m=1}^{n-t-s} \prod_{i=2}^{m+t+s-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right) \\ &+ \frac{1}{n^2} \sum_{t=1}^k \sum_{m=1}^{n-t} \sum_{i=0}^{t-1} \sum_{j=\delta_{i,0}}^{\left\lfloor \frac{k-t}{m} \right\rfloor} \prod_{i=2}^{m+t+i+jm-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right). \quad (24) \end{aligned}$$

Подставив выражения (23) и (24) в (22) и проведя элементарные преобразования, получим искомую формулу. Теорема доказана. \square

Замечание 6. Согласно теореме 6 в силу равноправия вершин из S среднее число коллизий в графе G_{f^k} определяется величиной $C_n^2 \mathbf{P} \{f^k(x) = f^k(y)\}$.

Автор благодарит А. М. Зубкова за интерес к работе и полезные замечания.

Список литературы

1. Зубков А. М., “Вычисление распределений характеристик чисел компонент и циклических точек случайного отображения”, *Математические вопросы криптографии*, **1:2** (2010), 5-18.
2. Зубков А. М., Серов А. А., “Предельная теорема для мощности образа подмножества при композиции случайных отображений”, *Дискретная математика*, **29:1** (2017), 17-26; англ. пер.: Zubkov A. M., Serov A. A., “Limit theorem for the size of an image of subset under compositions of random mappings”, *Discrete Math. Appl.*, **28:2** (2018), 131-138.
3. Зубков А. М., Серов А. А., “Оценки среднего размера образа подмножества при композиции случайных отображений”, *Дискретная математика*, **30:2** (2018), 27-36; англ. пер.: Zubkov A. M., Serov A. A., “Estimates of the mean size of the subset image under composition of random mappings”, *Discrete Math. Appl.*, **28:5** (2018), 331-338.
4. Михайлов В. Г., “О повторяемости состояний датчика псевдослучайных чисел при его многократном использовании”, *Теория вероятн. и ее примен.*, **40:4** (1995), 786-797; англ. пер.: Mikhailov V. G., “Repetition of states of a random-number generator under multiple access”, *Theory Probab. Appl.*, **40:4** (1995), 679-689.
5. Михайлов В. Г., “Исследование комбинаторно-вероятностной модели автоматов из регистров с неравномерным движением”, *Труды по дискретной математике*, 2002, 139-149.
6. Михайлов В. Г., “Исследование числа циклических точек автомата из регистров с неравномерным движением”, *Труды по дискретной математике*, 2002, 167-172.
7. Погорелов Б. А., Сачков В. Н. (ред.), *Словарь криптографических терминов*, М.: МЦНМО, 2006, 94 с.
8. Василенко О. Н., *Теоретико-числовые алгоритмы в криптографии*, М.: МЦНМО, 2003, 328 с.
9. Hellman M. E., “A cryptanalytic time-memory trade-off”, *IEEE Trans. Inf. Theory*, 1980, 401-406.
10. Pilshchikov D. V., “Estimation of the characteristics of time-memory-data tradeoff methods via generating functions of the number of particles and the total number of particles in the Galton-Watson process”, *Математические вопросы криптографии*, **5:2** (2014), 103-108.
11. Pilshchikov D. V., “On the limiting mean values in probabilistic models of time-memory-data tradeoff methods”, *Математические вопросы криптографии*, **6:2** (2015), 59-65.
12. Пильщик Д. В., “Исследование сложности метода радужных таблиц с маркерами цепочек”, *Математические вопросы криптографии*, **8:4** (2017), 99-116.
13. Avoine G., Junod P., Oechslin P., “Characterization and improvement of time-memory trade-off based on perfect tables”, *Trans. Inf. Syst. Secur.*, **11:17** (2008), 1-17.
14. Oechslin P., “Making a faster cryptanalytic time-memory trade-off”, *Lect. Notes Comput. Sci.*, **2729** (2003), 617-630.
15. Зубков А. М., Миронкин В. О., “Распределение длины отрезка аperiodичности в графе k -кратной итерации случайного равновероятного отображения”, *Математические вопросы криптографии*, **8:4** (2017), 63-74.
16. Зубков А. М., Серов А. А., “Совокупность образов подмножества конечного множества при итерациях случайных отображений”, *Дискретная математика*, **26:4** (2014), 43-50; англ. пер.: Zubkov A. M., Serov A. A., “Images of subset of finite set under iterations of random mappings”, *Discrete Math. Appl.*, **25:3** (2015), 179-185.

17. Миронкин В. О., Михайлов В. Г., “О множестве образов k -кратной итерации равновероятного случайного отображения”, *Математические вопросы криптографии*, **9**:3 (2018), 99-108.
18. Миронкин В. О., “Об оценках распределения длины отрезка апериодичности в графе k -кратной итерации равновероятного случайного отображения”, *Прикладная дискретная математика*, **42** (2018), 6-17.
19. Пильщикова Д. В., “Асимптотическое поведение мощности полного прообраза случайного множества при итерациях отображений конечного множества”, *Математические вопросы криптографии*, **8**:1 (2017), 95-106.
20. Rubin H., Sitgreaves R., “Probability distributions related to random transformations of a finite set”, Tech. Rept. № 19A, Appl. Math. and Statist. Lab., Stanford Univ., 1954, 50 с.
21. Миронкин В. О., “Слои в графе k -кратной итерации равновероятного случайного отображения”, *Математические вопросы криптографии*, **10**:1 (2019), 73-82.
22. Миронкин В. О., “О некоторых вероятностных характеристиках алгоритма выработки ключа «CRYPTOPRO KEY MESHING»”, *Проблемы информационной безопасности. Компьютерные системы*, 2015, № 4, 140-146.
23. Чистяков В. П., *Курс теории вероятностей (7-е изд.)*, М.: Дрофа, 2007, 253 с.
24. Халипов П. В., *Вероятность покрытия конечного множества компонентой случайного отображения*, Дипломная работа, мех-мат МГУ им. М.В. Ломоносова, 2008.
25. Harris B., “Probability distributions related to random mapping”, *Ann. Math. Statist.*, **31**:4 (1960), 1045-1062.
26. Токарева Н. Н., *Симметричная криптография. Краткий курс: учебное пособие*, Новосибир. гос. ун-т. Новосибирск, 2012, 234 с.

Статья поступила 12.07.2019.

Переработанный вариант поступил 24.11.2019.