

О марковских свойствах усреднённых разностных
характеристик итеративных блочных шифров

Дрелихов В.О., Никифоров М.С.

22 марта 2017

РУСКРИПТО - 2017

$(G, +)$ конечная абелева группа, 0 - нейтральный элемент, K - конечное множество (множество ключей),

$h: K \times G \rightarrow G$, при этом для произвольного $k \in K$ отображение $x \mapsto h(k, x)$, $x \in G$, биективно.

Итеративный блочный шифр - последовательность m раундовых преобразований:

$$x_{i+1} = h(k_i, x_i), \quad i = 0, 1, \dots, m-1, \quad k_i \in K,$$

где k_0, \dots, k_{m-1} - раундовые ключи.

$x_0 \in G$ - входной блок (открытый текст) итеративного шифра,

$x_m \in G$ - выходной блок.

Пусть $(x_0^{(1)}, x_0^{(2)}) \hat{=} G^2$ - случайный вектор, равномерно распределённый на G^2 .

Рекуррентные уравнения

$$x_{i+1}^{(1)} = h(k_i, x_i^{(1)}), \quad i = 0, 1, \dots, m-1,$$

$$x_{i+1}^{(2)} = h(k_i, x_i^{(2)}), \quad i = 0, 1, \dots, m-1$$

задают последовательность векторов $(x_0^{(1)}, x_0^{(2)}), (x_1^{(1)}, x_1^{(2)}), \dots, (x_m^{(1)}, x_m^{(2)})$.

Последовательность разностей: $D_i = x_i^{(2)} - x_i^{(1)}, \quad i = 0, 1, 2, \dots$

– статистически связанные между собой случайные величины.

Различные подходы к исследованию статистических зависимостей $D_i = x_i^{(2)} - x_i^{(1)}$, $i = 0, 1, 2, \dots$

1 подход: исследование зависимостей, когда раундовые ключи k_0, \dots, k_{m-1} фиксированы.

Условная вероятность $P(D_i = a_1 / D_0 = a_0)$ зависит от k_0, \dots, k_{i-1} , $0 < i \leq m$.

2 подход: (упрощенная вероятностная модель)

Раундовые ключи k_0, \dots, k_{m-1} независимые случайные величины, равномерно распределены на K и не зависят от $(x_0^{(1)}, x_0^{(2)}) \in G^2$.

Усреднённая вероятность перехода разностей

$$\rho_{a_0, a_1}^{(i)} = E_{k_0, \dots, k_{i-1}} P(D_i = a_1 / D_0 = a_0).$$

1. Lai X, Massey J. L., Murphy S. *Markov ciphers and differential cryptanalysis* // *EuroCrypt'91. Lect. Notes Comp. Sci.*- 1991,- V.547. -P. 17-38.
2. Lai X. *On the design and security of block ciphers.* - Zurich: PhD. Swiss Federal Institute of Technology, 1992.

«Марковские шифры»

свойство «марковости» шифра - условие инвариантности разностной характеристики для раундовой функции $h(k, x)$:

$P(h(k, x + a) - h(k, x) = b)$ не зависит от x для всех $a, b \in G$,

(случайность задаётся раундовым ключом k).

Theorem 2. *If an r -round iterated cipher is a Markov cipher and the r round keys are independent and uniformly random, then the sequence of differences $\Delta X = \Delta Y(0), \Delta Y(1), \dots, \Delta Y(r)$ is a homogeneous Markov chain. Moreover, this Markov chain is stationary if ΔX is uniformly distributed over the non-neutral elements of the group.*

Lai X, Massey J. L., Murphy S. Markov ciphers and differential cryptanalysis

Для марковского итеративного шифра с независимыми и равномерно распределёнными раундовыми ключами случайные величины $D_i = x_i^{(2)} - x_i^{(1)}$, $i = 0, 1, 2, \dots$ связаны в однородную цепь Маркова.

$$p^{(i)} = (p^{(1)})^i.$$

Как можно использовать теорему 2 о марковских шифрах?

Неравенство Маркова.

При доказательстве теоремы 2 используется следующее утверждение:
 для марковского шифра система уравнений

$$\begin{cases} h(k, x) = g \\ h(k, x + a) = g + b_1 \end{cases}$$

для любых g, b_1 однозначно определяет разность a .

$$\begin{aligned} & P(\Delta Y(2) = \beta_2 | \Delta Y(1) = \beta_1, \Delta X = \alpha) \\ &= \sum_{\gamma} P(Y(1) = \gamma, \Delta Y(2) = \beta_2 | \Delta Y(1) = \beta_1, \Delta X = \alpha) \\ &= \sum_{\gamma} P(Y(1) = \gamma | \Delta Y(1) = \beta_1, \Delta X = \alpha) P(\Delta Y(2) = \beta_2 | \Delta Y(1) = \beta_1, Y(1) = \gamma, \Delta X = \alpha) \\ &= \sum_{\gamma} P(Y(1) = \gamma | \Delta Y(1) = \beta_1, \Delta X = \alpha) P(\Delta Y(2) = \beta_2 | \Delta Y(1) = \beta_1, Y(1) = \gamma) \\ &= \sum_{\gamma} P(Y(1) = \gamma | \Delta Y(1) = \beta_1, \Delta X = \alpha) P(\Delta Y(2) = \beta_2 | \Delta Y(1) = \beta_1) \\ &= P(\Delta Y(2) = \beta_2 | \Delta Y(1) = \beta_1), \end{aligned}$$

where the third equality comes from the fact that $Y(1)$ and $\Delta Y(1)$ together determine both $Y(1)$ and $Y(1)^*$ so that $\Delta Y(2)$ has no further dependence on ΔX when $Y(1)$ and $\Delta Y(1)$ are specified. Because the same round function is used in each round, this Markov chain is homogeneous. For any key $Z = z$, the round function $f(\cdot, z)$ is a bijective mapping from the set of plaintexts to the set of ciphertexts. This bijection in-

Контрпример

$$G = (Z_4, +), K = \{0, 1, 2, 3\},$$

$h(k, x)$ определяется таблицей (ключ k - номер строки, x - номер столбца)

\mathbb{Z}	0	1	2	3
\mathbb{Z}_2	1	0	3	2
\mathbb{Z}_3	1	2	3	0
\mathbb{Z}_1	2	3	0	1

Раундовая функция удовлетворяет условию марковского шифра:

для $x \in \{0, 1, 2, 3\}$ вероятности $P(h(k, x+a) = h(k, x) + b)$ имеют вид

\mathbb{Z}	0	0	0	0
\mathbb{Z}_2	$\frac{3}{4}$	0	$\frac{1}{4}$	0
\mathbb{Z}_3	$\frac{3}{4}$	0	$\frac{1}{4}$	0
\mathbb{Z}_1	0	1	0	0
\mathbb{Z}_0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{3}{4}$	0

Решения системы уравнений

$$\begin{cases} h(k, x) = g_1 \\ h(k, x + a) = g_2 \end{cases}$$

могут содержать различные значения для разности a .

Например, при $g_1 = 0$, $g_2 = 1$ возникают следующие решения

$$\begin{aligned} a = 3 & \quad \{x_1 = 0, x_2 = 3, k = 3\} \\ a = 3 & \quad \{x_1 = 1, x_2 = 0, k = 2\} \\ a = 1 & \quad \{x_1 = 1, x_2 = 2, k = 1\} \\ a = 3 & \quad \{x_1 = 2, x_2 = 1, k = 0\} \end{aligned}$$

Достаточные условия

Утверждение 1.

Если выполнены условия:

1. $P(h(k, x + a) - h(k, x) = b)$ не зависит от x для всех $a, b \in G$,

(условие марковости раундовой функции);

2. для произвольного $x \in G$ случайная величина $h(k, x)$ равномерно распределена на G ,

то разности D_i связаны в цепь Маркова.

Схема Фейстеля на группе $(G, +)$

Последовательность m раундовых преобразований

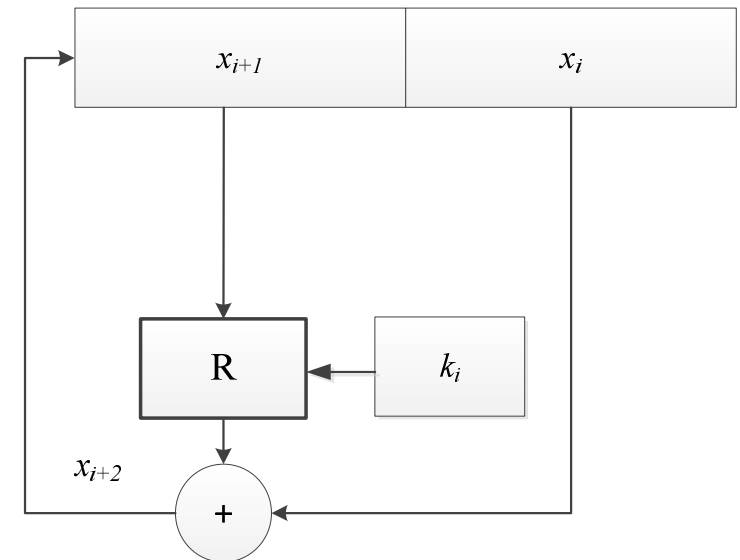
$$x_{i+2} = x_i + R(k_i, x_{i+1}), \quad i = 0, 1, \dots, m-1,$$

$$R: K \times G \rightarrow G, \quad x_i, x_{i+1}, x_{i+2} \in G, \quad k_i \in K.$$

Вход - вектор $(x_0, x_1) \in G^2$,

выход - вектор $(x_m, x_{m+1}) \in G^2$,

раундовые ключи - k_0, \dots, k_{m-1} .



Замечание: условие 2 утверждения 1 для схемы Фейстеля не выполнено, условие 1 выполнено.

Утверждение 2.

Если выполнены условия

1. $P(R(k, x + a) - R(k, x) = b)$ не зависит от x для всех $a, b \in G$

(условие марковости для отображения R);

2. Для произвольного $x \in G$ случайная величина $R(k, x)$ равномерно распределена на G

то разности D_i связаны в цепь Маркова.

Пары вида (D_i, D_{i+1}) , $i = 0, 1, \dots$ также образуют цепь Маркова.

Гипотеза о стохастической эквивалентности для итеративных марковских шифров связывает вероятности $P(D_i = a_1 / D_0 = a_0)$ для фиксированных раундовых ключей k_0, \dots, k_{i-1} и усреднённые значения $E_{k_0, \dots, k_{i-1}} P(D_i = a_1 / D_0 = a_0)$.

Hypothesis of Stochastic Equivalence. For an $(r-1)$ -round differential (α, β) ,

$$P(\Delta Y(r-1) = \beta | \Delta X = \alpha) \approx P(\Delta Y(r-1) = \beta | \Delta X = \alpha, Z^{(1)} = \omega_1, \dots, Z^{(r-1)} = \omega_{r-1})$$
for almost all subkey values $(\omega_1, \dots, \omega_{r-1})$.

Lai X, Massey J. L., Murphy S. Markov ciphers and differential cryptanalysis, 1991.

Hypothesis of Stochastic Equivalence. For virtually all high probability $(r-1)$ -round differentials (α, β) ,

$$\begin{aligned} P(\Delta Y(r-1) = \beta | \Delta X = \alpha) \\ \approx P(\Delta Y(r-1) = \beta | \Delta X = \alpha, Z^{(1)} = z_1, \dots, Z^{(r-1)} = z_{r-1}) \end{aligned} \quad (4.2)$$

holds for a substantial fraction of the subkey values (z_1, \dots, z_{r-1}) .

Lai X. On the design and security of block ciphers. 1992.

Экспериментальная проверка гипотезы для редуцированного (6 раундов) алгоритма Present-80

Развёртка раундовых ключей k_0, \dots, k_{31} из исходного ключа $K = (K_{79}, \dots, K_0)$: 31 раз применяется композиция 3 преобразований:

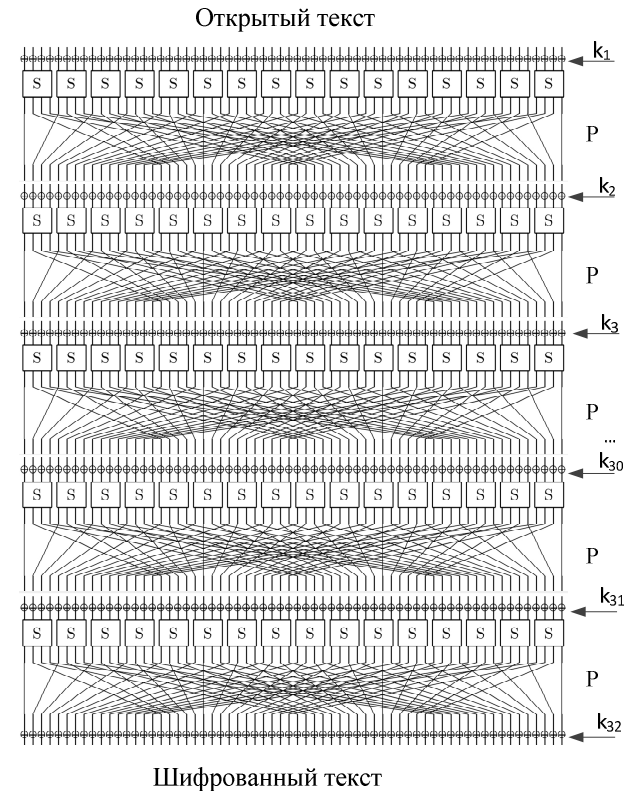
1. $(K_{79}, \dots, K_0) \circledast (K_{18}, K_{17}, \dots, K_{19})$ (циклический сдвиг на 61 позицию влево);

2. $(K_{79}, K_{78}, K_{77}, K_{76}, K_{75}, \dots, K_0) \circledast (S[K_{79}, K_{78}, K_{77}, K_{76}], K_{75}, \dots, K_0)$;

3. $(K_{79}, \dots, K_{19}, K_{18}, K_{17}, K_{16}, K_{15}, \dots, K_0) \circledast$

$\circledast (K_{79}, \dots, ([K_{19}, K_{18}, K_{17}, K_{16}, K_{15}] \dot{\wedge} i), K_{14}, \dots, K_0)$.

Раундовый ключ k_i - 8 старших байтов ключа K : $k_i = (k_i^{63}, \dots, k_i^0) = (K_{79}, \dots, K_{16})$.



Максимальные вероятности переходов разностей за 6 раундов:

$$p_{a_0, a_6}^{(6)} = E_{k_0, \dots, k_6} P(D_6 = a_6 / D_0 = a_0).$$

	$p_{a_0, a_6}^{(6)}$	a_0	a_6
1	1,191E-07	00000 404 00000000	000000000000 1001
2	1,191E-07	00000 4040404 0000	000000000000 1001
3	1,179E-07	00000 500000000500	000 9 00000000000 9
4	1,179E-07	00000 500000000500	000 D 00000000000 D
5	1,177E-07	00000 900000000900	000 F 00000000000 F
6	1,067E-07	04040404 00000000	0000 1001 00000000
7	1,06E-07	00000 300000000300	000 7 00000000000 7
8	1,004E-07	04040404 00000000	00000000 1001 0000
9	1,001E-07	00000 900000000900	000 7 00000000000 7
10	9,425E-08	00000 40404 000000	000000000000 1001

Экспериментальная проверка.

Расчёт вероятностей переходов разностей, $\nu = 10^{10}$ пар входов

1,17E-07	1,14E-07	1,14E-07	1,23E-07	1,23E-07	1,16E-07	1,07E-07	9,46E-08	1,01E-07	9,87E-08
1,21E-07	1,29E-07	1,19E-07	1,26E-07	1,33E-07	1,02E-07	9,88E-08	1,04E-07	1,04E-07	9,33E-08
1,14E-07	1,24E-07	1,12E-07	1,28E-07	1,08E-07	1,20E-07	1,15E-07	9,71E-08	9,83E-08	9,37E-08
1,22E-07	1,22E-07	1,08E-07	1,18E-07	9,74E-08	1,20E-07	1,01E-07	8,47E-08	1,03E-07	1,00E-07
1,21E-07	1,17E-07	1,19E-07	1,22E-07	1,08E-07	9,89E-08	1,09E-07	9,18E-08	9,98E-08	9,38E-08
1,20E-07	1,18E-07	1,19E-07	1,13E-07	1,36E-07	9,18E-08	1,18E-07	9,52E-08	1,05E-07	9,04E-08
1,16E-07	1,28E-07	1,12E-07	1,14E-07	1,34E-07	1,17E-07	1,17E-07	8,94E-08	1,05E-07	9,72E-08
1,22E-07	1,25E-07	1,17E-07	1,13E-07	1,42E-07	1,17E-07	1,08E-07	9,84E-08	1,02E-07	9,06E-08
1,28E-07	1,18E-07	1,16E-07	1,18E-07	9,71E-08	1,13E-07	9,99E-08	9,94E-08	9,64E-08	1,01E-07
1,21E-07	1,22E-07	1,11E-07	1,14E-07	1,21E-07	1,39E-07	1,10E-07	9,36E-08	1,06E-07	9,22E-08

номер строки – номер ключа, жёлтым цветом выделены «выбросы за 3σ ».

10 случайно выработанных ключей: 37AF54B83E4F6138880F, F5277A16BEFC90902935,

06ED8DD20CB47700EA40, B3537BC13619D34D647B, 28E6D7D95710B3638E5C, BE1D5EF408949C79D401,

4BF7F723F21E179455C0, 2E61DBE53DE3609A5F77, F6ED75E3434ED5D1D8F1, 0CB8501A89E3452DA404.