

Выбор параметров и генерация секретов модулярного разделения осуществляется следующим образом. Сначала выбирается вспомогательный секрет  $S(x) \in F_q[x]$  и модули (открытые ключи участников)  $m_1(x), m_2(x), \dots, m_k(x) \in F_q[x]$  и один дополнительный модуль (общий открытый ключ)  $m(x)$ . У всех многочленов  $m_1(x), m_2(x), \dots, m_k(x), m(x)$  должна быть одна и та же степень  $n$ . Хранимым секретом считается остаток от деления  $S(x)$  на  $m(x)$ :  $s(x) = S(x) \bmod m(x)$ . Затем определяются частичные секреты (закрытые ключи участников)  $s_i(x) = S(x) \bmod m_i(x), i = 1, \dots, k$ . Восстановление секрета  $S(x)$  группой участников  $1, 2, \dots, l, l \leq k$ , осуществляется путем решения соответствующей системы сравнений.

В работах [1], [2] предложен и изучался протокол верификации  $(t, k)$ -пороговой схемы, основанный на идее высказанной Бенало [3]:

1. Дилер генерирует случайный многочлен  $S'(x), \deg S'(x) < tn$ .
2. Дилер сообщает каждому участнику значение  $s'_i(x) = S'(x) \bmod m_i(x), i = 1, \dots, k$ .
3. Каждый участник публикует значение  $p_i(x) = (s_i(x) + s'_i(x)) \bmod m_i(x), i = 1, \dots, k$ .
4. Участники совместно находят  $P(x)$  относительно  $p_i(x), i = 1, 2, \dots, k, P(x) = S(x) + S'(x)$  и проверяют условие  $\deg P(x) < tn$ .

В работе [2] показано, что вероятность верификации при наличии лишь одного незаконного пользователя невелика. Например, в пороговом случае она равна  $1/q^n$ .

Нами обнаружено более сильное свойство предложенного протокола, основанное на следующей теореме.

**Теорема.** *Если в пороговой модулярной схеме в фазе восстановления секрета всеми участниками  $j$  частичных секретов,  $1 \leq j \leq k - t$ , окажутся ошибочными, то восстановленный секрет  $S(x)$  будет неправильным, причем  $\deg S(x) \geq tn$ .*

Эта теорема говорит о том, что предложенный протокол выявит наличие даже  $j, 1 \leq j \leq k - t$ , нарушителей, представивших неправильные частичные секреты, так как при его запуске не будет выполнено проверочное условие пункта 4:  $\deg P(x) < tn$ .

### Литература

1. Васьковский М.М., Матвеев Г.В. *Верификация модулярного разделения секрета* // Журн. Бел. гос. ун-та Математика Информатика, 2, 2017, Минск. С.17–22.
2. Матвеев Г.В., Матулис В.В. *Совершенная верификация модулярной схемы* // Журн. Бел. гос. ун-та Математика Информатика, 2, 2018, Минск.
3. Benaloh J. *Secret sharing homomorphisms: keeping shares of a secret* // LNCS – 1987 – Vol. 263. P. 251–260.

## ЭНТРОПИЙНЫЕ ФУНКЦИОНАЛЫ И ЭНТРОПИЙНЫЕ ПРОФИЛИ В ЗАДАЧАХ СТАТИСТИЧЕСКОГО ТЕСТИРОВАНИЯ КРИПТОГРАФИЧЕСКИХ ГЕНЕРАТОРОВ

Палуха В.Ю., Харин Ю.С.

Белгосуниверситет, НИИ прикладных проблем математики и информатики  
Независимости 4, 220050 Минск, Беларусь {palukha, kharin}@bsu.by

Для проверки качества криптографических генераторов используются статистические тесты, в которых проверяется гипотеза  $H_* = \{\{x_t\} \text{ является РПСП}\}$  о том, что наблюдаемая последовательность является равномерно распределённой случайной последовательностью. В качестве тестовой статистики могут выступать статистические оценки энтропии.

Пусть наблюдается  $n$  фрагментов длины  $s$ , сформированных из элементов двоичной последовательности  $\{x_t\} \in V = \{0, 1\} : X^{(k)} = (x_1^{(k)}, \dots, x_s^{(k)}) \in V_s, k = 1, \dots, n$ . Обозначим:  $x^r = x(x-1) \dots (x-r+1)$  – нисходящая факториальная степень;  $p_J(s) = P\{X^{(k)} = J_1^s\}$ ,

$J_1^s = (j_1, \dots, j_s) \in V_s$  –  $s$ -мерное распределение вероятностей. Построим оценки вероятностей  $\{\widehat{p}_J^r\}$  и их  $r$ -ых степеней  $\{\widehat{p}_J^{r^r}\}$ , используя частотные статистики:

$$\widehat{p}_J^r(s) = \frac{v_J^r}{n^r}, \quad v_J = \sum_{k=1}^n \delta_{X^{(k)}, J}, \quad \delta_{X^{(k)}, J} = \begin{cases} 1, & X^{(k)} = J; \\ 0, & X^{(k)} \neq J, \end{cases}$$

и на их основе построим статистические оценки энтропии Шеннона  $\widehat{H}(n, s) = - \sum_{J \in V_s} \frac{v_J}{n} \ln \frac{v_J}{n}$ ,

Реньи  $\widehat{H}_r(n, s) = \frac{1}{1-r} \ln \left( \sum_{J \in V_s} \widehat{p}_J^r(s) \right)$  и Тсаллиса  $\widehat{S}_r(n, s) = \frac{1}{r-1} \left( 1 - \sum_{J \in V_s} \widehat{p}_J^r(s) \right)$ ,  $r \in \mathbb{N}$ ,

$r > 1$ , которые в асимптотике  $n, N = 2^s \rightarrow \infty, n/N \rightarrow \lambda, 0 < \lambda < \infty$  имеют асимптотически нормальное распределение при гипотезе  $H_*$  [1].

Зададим уровень значимости  $\alpha \in (0, 1)$ . Введём обозначения:  $\widehat{h}(s)$  – статистическая оценка энтропии Шеннона, Реньи или Тсаллиса,  $\mu_h(s)$  – асимптотическое математическое ожидание,  $\sigma_h^2(s)$  – асимптотическая дисперсия оценки при истинной гипотезе  $H_*$ ,  $\Phi^{-1}(\cdot)$  – квантиль стандартного нормального закона. Вычислим для наблюдаемой последовательности статистику  $\widehat{h}(s)$ . Решающее правило, основанное на статистике  $\widehat{h}(s)$ , имеет вид:

$$\text{принимается} \begin{cases} H_*, & \text{если } t_- < \widehat{h}(s) < t_+; \\ \overline{H}_*, & \text{в противном случае} \end{cases} \quad t_{\pm} = \mu_h(s) \pm \sigma_h(s) \Phi^{-1} \left( 1 - \frac{\alpha}{2} \right). \quad (1)$$

На основе решающего правила (1) мы можем вычислить последовательность нормированных отклонений оценки энтропии от математического ожидания в зависимости от  $s$ , т.е. последовательность величин

$$\chi(s) = \frac{\widehat{h}(s) - \mu_h}{\sigma_h(s) \Phi^{-1}(1 - \alpha/2)}, \quad s = 1, \dots, s_+,$$

которую будем называть энтропийным профилем. Тестирование с помощью профиля позволяет выносить решение о принятии или отклонении гипотезы  $H_*$  на основе решающего правила (1) по последовательности значений  $\chi(s)$  для различных  $s$ ; такое решение видится более аргументированным, чем при принятии его по результатам однократного применения теста (1) для одного значения  $s$ .

### Литература

1. Палуха В.Ю. *Статистические тесты на основе оценок энтропии для проверки гипотез о равномерном распределении случайной последовательности* // Весці НАН Беларусі. Серыя фізіка-матэматычных навук. 2017. № 1. С. 79–88.

## ТЕСТИРОВАНИЕ ИСТОЧНИКОВ СЛУЧАЙНОСТИ НА ОСНОВЕ ОЦЕНОК МИНИМАЛЬНОЙ ЭНТРОПИИ

Пирштук И.К.

Белгосуниверситет, НИИ прикладных проблем математики и информатики  
Независимости 4, 220030 Минск, Беларусь, pirshtuk@bsu.by

**Введение. Постановка задачи.** Случайные числа (СЧ) широко применяются в криптографических приложениях для формирования криптографических ключей, синхропосылок и других объектов с целью передачи зашифрованных данных. СЧ могут быть получены различными способами, чаще всего для генерации СЧ используются генераторы случайных чисел (ГСЧ). Рекомендуется использовать физические ГСЧ (ФСЧП). Требования к выходным