

Лекция 10. Статистические модели

Цель лекции: рассмотреть один из универсальных методов криптоанализа.

План лекции:

Введение.

1 Статистические модели

Заключение

Контрольные вопросы

Ключевые слова: [выбрать самостоятельно].

Содержание лекции:

Введение

1 Статистические модели

Для того, чтобы оценить реализуемость метода, рассмотрим следующую вероятностную модель. Рассмотрим набор случайных величин

$$A = \{a, b_{ij}, \quad i = \overline{1, m}, j = \overline{1, t}\},$$

удовлетворяющих системе уравнений:

$$a + \sum_{j=1}^t b_{ij} = 0, \quad i = \overline{1, m}.$$

Замечание 1. В модели, рассмотренной в лекции 8, $t = 2$.

Аналогично рассмотрим набор случайных величин

$$Z = \{z, y_{ij}, \quad i = \overline{1, m}, j = \overline{1, t}\},$$

Эти случайные величины представляют z_n . Два набора связаны следующим соотношениями

$$P(z = a) = p, \quad P(b_{ij} = y_{ij}) = p.$$

Замечание 2. Такие соотношения можно получить следующим образом. Так, например, в модели (2)

$$\begin{aligned} z &= a + \gamma, \\ y_{ij} &= b_{ij} + \gamma_{ij}, \end{aligned}$$

где γ – независимые, одинаково распределенные случайные величины с $P(\gamma = 0) = p$.

Обозначим

$$b_i = \sum_{j=1}^t b_{ij}, \quad i = \overline{1, m},$$

$$y_i = \sum_{j=1}^t y_{ij}, \quad i = \overline{1, m}.$$

Положим

$$L_i = z + y_i, \quad i = 1, \dots, m.$$

Пусть вероятность $s(t, p) = s = P(y_i = b_i)$ не зависит от i . По формуле полной вероятности получим рекурренту

$$\begin{aligned} s(t, p) &= ps(t-1, p) + (1-p)(1-s(t-1, p)), \\ s(1, p) &= p. \end{aligned}$$

Замечание 3. Для $t=2$ $s(2, p) = p^2 + (1-p)^2$.

Обозначим через B_k события, состоящие в том, что k из m линейных форм L_i равны 0. Тогда следующий вывод « $z = a$ » определяется апостериорной вероятностью

$$P(z = a | B_k) = \frac{\binom{m}{k} p s^k (1-s)^{m-k}}{\binom{m}{k} p s^k (1-s)^{m-k} + \binom{m}{k} (1-p) s^{m-k} (1-s)^k} = p^*.$$

Это апостериорная вероятность того, что « $z = a$ ». Аналогично

$$P(z \neq a | B_k) = \frac{\binom{m}{k} s^{m-k} (1-s)^k (1-p)}{\binom{m}{k} p s^k (1-s)^{m-k} + \binom{m}{k} (1-p) s^{m-k} (1-s)^k} = 1 - p^*.$$

Идея состоит в том, что мы интуитивно ожидаем, что p^* увеличивается по сравнению с p , если $z = a$ и уменьшается, если $z \neq a$. Поэтому найдем математическое ожидание p^* в двух случаях $z = a$ и $z \neq a$. При $z = a$

$$\begin{aligned} E_0(p^*) &= E(p^* | z = a) = \\ &= \sum_{k=0}^m \binom{m}{k} \frac{p s^k (1-s)^{m-k}}{p s^k (1-s)^{m-k} + (1-p) s^{m-k} (1-s)^k} s^k (1-s)^{m-k}. \end{aligned}$$

Далее при $z \neq a$

$$\begin{aligned} E_1(p^*) &= E(p^* | z \neq a) = \\ &= \sum_{k=0}^m \binom{m}{k} \frac{p s^k (1-s)^{m-k}}{p s^k (1-s)^{m-k} + (1-p) s^{m-k} (1-s)^k} s^{m-k} (1-s)^k. \end{aligned}$$

При $p = 3/4$, $t=2$, $m = 20$ получим

$$\begin{aligned} E_0(p^*) &= 0,9; \\ E_1(p^*) &= 0,3. \end{aligned}$$

Осталось оценить число допустимых соотношений m как функции от длины регистра g и длины текста N . Пусть t -членное соотношение получено с использованием равенства

$$(C(x))^j = C(x^j), \quad j = 2^i, \forall i = 1, \dots, m.$$

Тогда длина задействованного участка при $i = m$ равна $r2^m$. Таких соотношений $N - r^2 m > 0$. Тогда общее число соотношений равно

$$\begin{aligned} T &= \sum_{m=0}^{\log_2 \frac{N}{r}} (N - 2^m r) = N \left(\log_2 \frac{N}{r} + 1 \right) - \sum_{m=0}^{\log_2 \frac{N}{r}} 2^m r = \\ &= N \left(\log_2 \frac{N}{r} + 1 \right) - \left(2^{\log_2 \frac{N}{r} + 1} - 1 \right) r = \\ &= N \log_2 \frac{N}{r} + N - \left(\frac{2N}{r} - 1 \right) r = \\ &= N \log_2 \frac{N}{2r} + r - N. \end{aligned} \tag{1}$$

Каждое соотношение (1) связано с $t + 1$ знаками последовательности z . Поэтому среднее число m соотношений на один знак равно

$$m = \frac{T(t + 1)}{N} = \left(\log_2 \frac{N}{2r} + \frac{r}{N} - 1 \right) (t + 1).$$

Для наших приложений $(r/N)(t + 1) \ll 1$. Отсюда из формулы (1) получим приближенное равенство

$$m \approx (t + 1) \log_2 \frac{N}{2r}.$$

Заключение

Контрольные вопросы

Смотри руководство по организации самостоятельной работы магистрантов.