

НЕРАВНОМЕРНОЕ ПО ВХОДУ КОДИРОВАНИЕ СООБЩЕНИЙ, ПОРОЖДЕННЫХ СТАЦИОНАРНЫМ ИСТОЧНИКОМ

В.К. Трофимов, В.И. Агульник, И.И. Резван

Рассмотрено пословное кодирование сообщений, порожденных известным стационарным источником. Предложены эффективные методы кодирования, переводящие слова различной длины в слова одинаковой длины; либо слова различной длины в слова различной длины.

Ключевые слова: энтропия, кодирование, избыточность, стоимость кодирования, источник сообщений.

Основные определения. Постановка задачи

Из-за возрастающего потока и объема информации большое значение имеет проблема сжатия (кодирования) информации [1]. Решение этих проблем значимо и при создании большемасштабных распределенных вычислительных систем [2]. Методы сжатия информации в таких системах, как правило, используют параллельные информационно-вычислительные технологии.

Настоящая работа посвящена кодированию информации, порожденной источником, в её классической форме, предложенной К.Шенноном [1]. Для постановки задачи и формулировки основных утверждений приведем основные определения и обозначения.

Пусть буквы конечного алфавита $A = \{a_1, a_2, \dots, a_k\}$, $2 \leq k < \infty$, порождаются источником θ . Мера, заданная на последовательности букв, порождаемой источником, определяет тип источника. Если вероятности порождения букв независимы, то источник называют бернуллиевским. В этом случае $P_\theta(a_j) = \theta_j$, $\theta_1 + \theta_2 + \dots + \theta_k = 1$. Если же вероятность появления очередной буквы зависит от предыдущей, то $P_\theta(a_i/a_j) = \theta_{ij}$,

$\sum_{i=1}^k \theta_{ij} = 1$, $i = \overline{1, k}$, и в этом случае источник называют марковским. Если вероятность появления очередной буквы зависит от s предшествующих букв, т.е. $P_\theta(a_j/v) = \theta_{vj}$,

где $v \in A^s$, то источник θ называют марковским с памятью s . Следует отметить, что для любого слова $v \in A^s$, $0 \leq s < \infty$, вы-

полняется равенство $\sum_{j=1}^k \theta_{vj} = 1$. Множество всех марковских источников с памятью s обозначим Ω_s . Дискретный стационарный источник θ задаётся всеми условными распределениями вероятностей $P_\theta(a_j/v) = \theta_{vj}$ порождения источником букв a_j , $j = \overline{1, k}$, при заданных v предшествующих, $v \in A^s$, s любое целое неотрицательное число. Здесь, как и выше, при любом заданном v , $v \in A^s$ выполняется равенство:

$$\sum_{j=1}^k \theta_{vj} = 1; \quad s = 0, 1, 2, \dots$$

Множество всех стационарных источников обозначим Ω_∞ . Если u – произвольное слово в алфавите A , то через $P_\theta(u)$ обозначим вероятность слова u , порожденного источником θ . Число $|u|$ букв в слове u назовем его длиной. Энтропию источника θ обозначим $H(\theta)$. Как известно [3-5], если θ – стационарный источник, то

$$H(\theta) = -\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{u \in A^n} P_\theta(u) \cdot \log P_\theta(u). \quad (1)$$

Здесь и в дальнейшем $\log x = \log_2 x$, $0 \log 0 = 0$.

Для бернуллиевского источника θ его энтропия $H_0(\theta)$ определяется равенством

$$H_0(\theta) = -\sum_{i=1}^k \theta_i \log \theta_i. \quad (2)$$

Если θ марковский источник с памятью s , то его энтропия $H_s(\theta)$ находится по формуле

НЕРАВНОМЕРНОЕ ПО ВХОДУ КОДИРОВАНИЕ СООБЩЕНИЙ, ПОРОЖДЕННЫХ СТАЦИОНАРНЫМ ИСТОЧНИКОМ

$$H_s(\theta) = - \sum_{v \in A^s} \theta_{0v} \sum_{i=1}^k \theta_{vi} \log \theta_{vi}, \quad (3)$$

где θ_{0v} - начальные стационарные вероятности слов v , $v \in A^s$. При $s=0$ из (3) получаем соотношение (2). Если θ - произвольный стационарный дискретный источник и $H(\theta)$ его энтропия, то справедливо равенство [3-5]

$$H(\theta) = \lim_{s \rightarrow \infty} H_s(\theta). \quad (4)$$

Рассмотрим T - конечное полное множество слов во входном алфавите. Множество T - полное, если оно префиксное и при любом непустом слове u (в алфавите A) множество слов $T \cup u$ уже не префиксное. Такое множество T назовем кодовым. Примером кодового множества может служить множество всех слов длины n взятых в алфавите A , т.е. A^n ; множество $A^n \setminus \underbrace{a_1, \dots, a_k}_n$, не является кодовым, потому что оно не полное.

Пусть θ - произвольный источник из Ω_s , T - произвольное кодовое множество. Обозначим через $\theta(T)$ марковскую цепь, состояниями которой являются слова из T , а переходные вероятности $P_{\theta(T)}(u/v)$, $u, v \in T$, индуцируются источником θ . Будем рассматривать только марковские источники с памятью s , переходные вероятности которых строго положительны. Тогда для любых $u, v \in T$ выполняются неравенства $P_{\theta(T)}(u/v) > 0$, поэтому для марковской цепи $\theta(T)$ существует стационарное распределение $P_{\theta(T)}^0(u) > 0$, $u \in T$. Средняя длина слова $d_s(T, \theta)$ для множества T , как доказано в [6], равна

$$d_s(T, \theta) = \sum_{u \in T} P_{\theta(T)}^0(u) \cdot |u|. \quad (5)$$

В этой же работе доказаны тождества Вальда, которые имеют вид

$$\sum_{u \in T} P_{\theta(T)}^0(u) \cdot r_v(u) = (d_s(T, \theta) - \hat{s} + 1) \theta_{0v}, \quad (6)$$

$$\sum_{u \in T} P_{\theta(T)}^0(u) \cdot r_{vi}(u) = (d_s(T, \theta) - s) \theta_{0v} \theta_{vi} \quad (7)$$

где $r_v(u)$, $r_{vi}(u)$ - число вхождений блоков v, va_i , $v \in A^s$, в слово u , соответственно, $\hat{s} = \max(s, 1)$.

Полубесконечная последовательность букв, порождаемая источником θ , однозначно разбивается на последовательность слов из фиксированного кодового множества T . Полученная последовательность слов из T с помощью отображения φ переводятся в слова выходного алфавита B , который не уменьшая общности можно считать двоичным. Из неравенства Мак-Милана-Крафта [3-5] следует, что самое общее из всех возможных дешифрируемых кодирований φ такое, что множество слов в выходном алфавите $\varphi(T) = \{\varphi(u), u \in T\}$ является префиксным.

Если длины всех слов некоторого множества D равны между собой, то говорят, что D состоит из блоков; в противном случае из слов переменной длины. В зависимости от видов множества T и $\varphi(T)$ логически возможны следующие виды кодирований:

1) кодирование, отображающее блоки в слова переменной длины (обозначается BV);

2) кодирование, отображающее слова переменной длины в блоки (VB);

3) кодирование, отображающее слова переменной длины в слова переменной длины (VV);

4) кодирование, отображающее блоки в слова переменной длины (BB).

Итак, всякое кодирование φ однозначно определяется тройкой $(T, \varphi, \varphi(T))$. Среднее число букв выходного алфавита при кодировании типа σ , $\sigma = BV, VB, VV$, приходящихся на одну букву входного, назовем стоимостью кодирования и обозначим через $C_\sigma(T, \theta, \varphi)$. В [6] доказано, что стоимость кодирования типа σ , $\sigma = BV, VB, VV$, для произвольного кодового множества T и любого источника θ , $\theta \in \Omega_s$, $0 \leq s < \infty$, определяется равенством:

$$C_\sigma(T, \theta, \varphi) = \frac{1}{d_s(T, \theta) - \hat{s} + 1} \sum_{u \in T} P_{\theta(T)}^0(u) \cdot |\varphi(u)| \quad (8)$$

Эффективность кодирования φ как обычно [1,4,5] будем оценивать разностью между стоимостью кодирования $C_\sigma(T, \theta, \varphi)$

РАЗДЕЛ VII. ИНФОРМАЦИОННАЯ БЕЗОПАСНОСТЬ

и энтропией источника $H(\theta)$. Эта разность в дальнейшем называется избыточностью кодирования и обозначается $r_\sigma(T, \theta, \varphi)$, т.е.

$$r_\sigma(T, \theta, \varphi) = C_\sigma(T, \theta, \varphi) - H(\theta). \quad (9)$$

Избыточностью кодирования типа σ для источника θ с заданной сложностью N , назовем величину $R_\sigma(N, \theta)$:

$$R_\sigma(N, \theta) = \inf_\varphi r_\sigma(T, \theta, \varphi). \quad (10)$$

Здесь нижняя грань берется по всем кодированиям φ , для которых кодовое множество T имеет не более чем k^N слов. Построение хорошего кодирования при заданной сложности – основной вопрос при изучении передачи сообщений по каналу без шума. Решение поставленной задачи позволяет ответить на вопрос: «какой избыточности можно достигнуть при заданной сложности кодирования?»

Кодирование информации, порожденной известным источником, подробно изучено для различных типов кодирования, например, в работах [1, 3, 6 – 14]. Универсальное кодирование марковских источников различных типов также хорошо изучено. Подробную библиографию по этому вопросу можно найти в [15 – 19].

Равномерное по выходу кодирование информации, порожденной известным марковским источником

В этом параграфе будет предложен метод кодирования известных марковских источников с памятью s , получена оценка избыточности предложенного метода. При доказательстве основного утверждения параграфа нам потребуются следующие понятия и обозначения. Марковский источник θ связанности s задается начальным распределением вероятностей θ_{0v} появления блока v за первые s шагов работы источника и вероятностями θ_{vi} появления буквы a_i , после блока v , $a_i \in A$, $v \in A^s$. θ . Отсюда следует, что вероятность $P_\theta(u)$ порождения слова u , $|u| > s$, начинающегося блоком v , $v \in A^s$, источником θ определяется равенством

$$P_\theta(u) = \theta_{0v} \prod_{v \in A^s} \prod_{i=1}^k \theta_{vi}^{r_{vi}(u)}. \quad (11)$$

В работе [12] доказано, что для произвольного марковского источника θ , с памятью s , $0 \leq s < \infty$, существует последовательность кодовых множеств $\{T_N^\theta\}$ такая, что избыточность равномерного по выходу кодирования φ_N информации, порожденной источником θ с областью определения T_N^θ , при N , стремящемся к бесконечности, стремится к нулю. Более точно – доказана справедливость неравенств

$$0 \leq r_{VB}(T_N^\theta, \theta, \varphi_N) < \frac{c}{d_s(T_N, \theta)} \quad (12)$$

Неравномерное по входу и выходу кодирование информации, порожденной марковским источником.

Рассмотрим кодирование информации, неравномерное по входу и выходу, порожденное марковским источником с памятью S . Основным результатом этого параграфа можно сформулировать следующим образом.

Теорема 1. Для любого марковского источника с памятью s , $0 \leq s < \infty$, для любой последовательности кодовых множеств $\{T_N^\theta\}$, $N = 1, 2, \dots$ такой, что

$\min_{u \in T_N} |u|$ стремится к бесконечности с ростом N , существует эффективное кодирование, переводящее слова множества T_N , $N = 1, 2, \dots$, в слова переменной длины.

Доказательство. Пусть $\theta \in \Omega_s$ произвольный марковский источник с памятью s , $0 \leq s < \infty$, и $\{T_N^\theta\}$, $N = 1, 2, \dots$ последовательность кодовых множеств, для которой

$\lim_{N \rightarrow \infty} \min_{u \in T_N} |u| = \infty$. Зафиксируем N и выберем

кодовое множество T_N , тогда для любого слова u из T_N его вероятность вычисляется по формуле (11). Рассмотрим кодирование φ_N , которое каждому слову $u \in T_N$ ставит в соответствие слово $\varphi_N(u)$ длины

$$|\varphi_N(u)| = \lceil -\log P_\theta(u) \rceil, \quad u \in T_N \quad (13)$$

Так как выполнено равенство $\sum_{u \in T_N} P_\theta(u) = 1$, то для длин слов

$|\varphi_N(u)|$, $u \in T_N$ выполнено неравенство

НЕРАВНОМЕРНОЕ ПО ВХОДУ КОДИРОВАНИЕ СООБЩЕНИЙ, ПОРОЖДЕННЫХ СТАЦИОНАРНЫМ ИСТОЧНИКОМ

Крафта и, следовательно, дешифруемое кодирование с длинами кодовых слов, определенных равенствами (13) существует. Оценим избыточность такого кодирования. Из равенств (9), (8) и (3) имеем:

$$r_{VV}(T_N, \theta, \varphi_N) = \frac{1}{d_s(T_N, \theta) - \hat{s} + 1} \quad (14)$$

$$\cdot \sum_{u \in T_N} P_{\theta(T)}^0(u) |\varphi_N(u)| + \sum_{v \in A^s} \theta_{0v} \sum_{i=1}^k \theta_{vi} \log \theta_{vi},$$

Из (14), учитывая (11) и (13), получаем

$$r_{VV}(T_N, \theta, \varphi_N) = \frac{1}{d_s(T_N, \theta) - \hat{s} + 1} \cdot \sum_{u \in T_N} \sum_{v \in A^s} \sum_{i=1}^k P_{\theta(T)}^0(u) \cdot (-\log \theta_{0v} - r_{ai} \log \theta_{vi}) + \sum_{v \in A^s} \theta_{0v} \sum_{i=1}^k \theta_{vi} \log \theta_{vi} \quad (15)$$

Используя тождества Вальда и применяя для функции $-x \log x$ неравенство Йенсена, из (15) получаем

$$r_{VV}(T_N, \theta, \varphi_N) \leq \frac{1}{d_s(T_N, \theta) - \hat{s} + 1} \left(-\sum_{v \in A^s} \theta_{0v} \log \theta_{0v} + 1 \right).$$

Так как $d_s(T_N, \theta) \geq \min_{u \in T_N} |u|$, то из последнего неравенства получаем

$$r_{VV}(T_N, \theta, \varphi_N) \leq \frac{c}{\min_{u \in T_N} |u|} \quad (16)$$

Согласно условию $\lim_{N \rightarrow \infty} \min_{u \in T_N} |u| = \infty$, из

(16) следует, что $r_{VV}(T_N, \theta, \varphi_N)$ стремится к нулю с ростом N , а это и означает, что стоимость кодирования φ_N с ростом N стремится к энтропии источника. Тем самым эффективность кодирования φ_N доказана.

Кодирование VB и VV для известных стационарных источников

В этом параграфе доказаны основные утверждения работы. Имеет место утверждение.

Теорема 2. Для произвольного стационарного источника θ существует эффективное кодирование слов переменной длины блоками.

Доказательство. Каждый стационарный источник θ , $\theta \in \Omega_\infty$, задается условными вероятностными распределениями $\theta_s(a_i | v)$, $a_i \in A$, $v \in A^s$, $s = 0, 1, 2, \dots$ появления буквы a_i после блока v . Таким об-

разом, каждый стационарный источник θ определяет последовательность марковских источников θ_s , $s = 0, 1, 2, \dots$, при s , стремящемся к бесконечности, энтропия $H(\theta_s)$ источника θ_s , не возрастая, сходится к энтропии $H(\theta)$ источника θ , т.е. верны соотношения:

$$H(\theta_0) \geq H(\theta_1) \geq \dots \geq H(\theta_s) \geq H(\theta_{s+1}) \geq \dots \quad (17)$$

и выполнено равенство (4).

Для любого фиксированного s , $0 \leq s < \infty$, определена стоимость кодирования $C_{VB}(T, \theta, \varphi)$ (см.(8)). Покажем, что стоимость $C(T_N^s, \theta, \varphi^s)$ для кодирования типа VB, предложенного в [11], при N и s , стремящимися к бесконечности, существует и равна энтропии источника $H(\theta)$. Для этого нам нужно установить, что избыточность кодирования $r_{VB}(T_N^s, \theta, \varphi_N^s)$ для стационарного источника θ , $\theta \in \Omega_\infty$ стремится к нулю с ростом N и s .

Согласно определениям (8,9) имеем

$$r_{VB}(T_N^s, \theta, \varphi_N^s) = \frac{\lceil \log \|T_N^s\| \rceil}{d_s(T_N, \theta) - \hat{s} + 1} - H(\theta), \quad (18)$$

или

$$r_{VB}(T_N^s, \theta, \varphi_N^s) = \left[\frac{\lceil \log \|T_N^s\| \rceil}{d_s(T_N, \theta) - \hat{s} + 1} - H(\theta_s) \right] + [H(\theta_s) - H(\theta)]. \quad (19)$$

В равенстве (19) первое слагаемое в правой части, согласно (12), ограничено асимптотически сверху величиной

$\frac{c}{d_s(T_N, \theta)}$ и поэтому с ростом N стремится к нулю. Из соотношения (4) следует, что с

ростом s второе слагаемое также стремится к нулю. Таким образом, первое и второе слагаемые правой части равенства (19) стремятся к нулю одновременно с ростом N . Тогда из (18) вытекает, что

$$\lim_{\substack{N \rightarrow \infty \\ s \rightarrow \infty}} r_{VB}(T_N^s, \theta, \varphi_N^s) = 0, \text{ т.е.}$$

$$\lim_{\substack{N \rightarrow \infty \\ s \rightarrow \infty}} C(T_N^s, \theta, \varphi_N^s) = H(\theta).$$

Теорема доказана.

РАЗДЕЛ VII. ИНФОРМАЦИОННАЯ БЕЗОПАСНОСТЬ

Перейдём к исследованию неравномерного по входу и по выходу кодирования. Справедливо утверждение.

Теорема 3. Для произвольного стационарного источника θ и для любой последовательности кодовых множеств $\{T_N^\theta\}$, $N = 1, 2, \dots$, для которой величина $\min_{u \in T_N} |u|$ с ростом N стремится к бесконечности, существует эффективное кодирование слов переменной длины в слова переменной длины.

Доказательство. Отметим как и при доказательстве предыдущей теоремы, что для любого фиксированного s , $0 \leq s < \infty$, определена стоимость кодирования по формуле (8). Покажем, что стоимость кодирования $C(T_N^s, \theta, \varphi_N^s)$ для кодирования предложенного при доказательстве теоремы 1 при N и s стремящихся к бесконечности, равна энтропии источника $H(\theta)$. В самом деле, по определению (8,9) имеем

$$r_{VV}(T_N^s, \theta, \varphi_N^s) = \frac{1}{d(T_N^s, \theta_s)} \sum_{u \in T_N^s} P_{\theta(T_N^s)}^0(u) |\varphi^s(u)| - H(\theta)$$

или

$$r_{VV}(T_N^s, \theta, \varphi_N^s) = (r_{VV}(T_N^s, \theta, \varphi_N^s) - H_s(\theta)) + (H_s(\theta) - H(\theta)) \quad (20)$$

В соотношении (20) первое слагаемое в правой части по теореме 1 стремится к нулю с ростом N , а второе слагаемое по соотношению (4,17) стремится к нулю при s стремящемся к бесконечности. Первоначально находим s_0 , начиная с которого второе слагаемое меньше, чем $\frac{\varepsilon}{2}$, (где ε – сколь угодно малое число), а затем при фиксированном s_0 , устремляя N к бесконечности, можно, согласно теореме 1, сделать и первое слагаемое меньше $\frac{\varepsilon}{2}$. Отсюда

$$\lim_{\substack{N \rightarrow \infty \\ s \rightarrow \infty}} r_{VV}(T_N^s, \theta, \varphi_N^s) = 0, \text{ т.е.}$$

$$\lim_{\substack{N \rightarrow \infty \\ s \rightarrow \infty}} C_{VV}(T_N^s, \theta, \varphi_N^s) = H(\theta).$$

Теорема доказана.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Шеннон, К. Математическая теория связи. Работы по теории информации и кибернетике/ К.Шеннон – М.: 1969. С.243–332.
2. Хорошевский, В.Г. Архитектура вычислительных систем./ В.Г.Хорошевский – М.: МГТУ им.Н.Э.Баумана, 2008. – 520 с.
3. Тарасенко, Ф.П. Введение в курс теории информации./ Ф.П.Тарасенко – Томск, 1963. – 240 с.
4. Фано, Р. Передача информации. Статистическая теория связи./ Р.Фано – М.: 1965.
5. Галлагер, Р. Теория информации и надёжная связь./ Р.Галагер – М.: 1974. – 720 с.
6. Могульский, А.А. Тожество Вальда и стоимость кодирования для цепей Маркова. // А.А.Могульский, В.К.Трофимов. VII Всесоюзная конференция по теории кодирования и передачи информации. Доклады // Теория информации. – Москва-Вильнюс. 1978., ч.I. С.112–116.
7. Кричевский, Р.Е. Длина блока, необходимая для получения заданной избыточности.// Р.Е.Кричевский. Докл. АН СССР. 1966. Т.171, №1.
8. Гильберт, Э.Н. Двоичные кодовые системы переменной длины. // Э.Н.Гильберт, Э.Ф.Мур. Кибернетический сборник. – М.: 1961, № 3, С.103–141.
9. Ходак, Г.Л. Оценки избыточности при словном кодировании сообщений, порождаемых бернуллиевским источником. // Г.Л.Ходак. Пробл. передачи информ. – 1972. Т.8. № 2. С.21–32.
10. Khodak, G.L. Coding of Markov Sources With Low Redundancy // G.L.Khodak. Proc. of 2nd International Symp. On Inform. Theory Tsahkadzor, Armenia. USSR, 1971, Akademiai Kiado. Budapest. 1973. P.201–204.
11. Jelinek, F. On Variable-Length to Block Coding // F.Jelinek, K.Shneider. IEEE Trans. Inform. Theory. –1972. V.18, №.6. P.756–774.
12. Трофимов, В.К. Эффективное кодирование блоками слов различной длины, порождённых известным марковским источником // В.К.Трофимов. Обработка информации в системах связи. – Л.: 1985. С.9–15.
13. Ziv, J. Variable-to-Fixed Length Codes are Better than Fixed-to-Variable Length Codes for Markov Sources // J.Ziv. IEEE Trans. Inform. Theory. 1990. V.36. №.4. P.861–863.
14. Кричевский, Р.Е. Связь между избыточностью кодирования и достоверностью сведений об источнике // Р.Е.Кричевский. Пробл. передачи информ. 1968. Т.4. №3. С.48–57.
15. Krichevskii, R.E. The Performance of Universal Encoding // R.E.Krichevskii, V.K.Trofimov. IEEE Trans. on Inform. Theory. 1981. V.IT-27. №2. P.199–207.
16. Shtarkov, Yu.M. Combinatorial Encoding for Discrete Stationary Sources // Yu.M.Shtarkov,.

АЛГОРИТМ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ОЦЕНОК УРОВНЯ ЗАЩИЩЕННОСТИ ОБЪЕКТОВ ИНФОРМАТИЗАЦИИ НА ОСНОВЕ НЕЧЕТКИХ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ

- V.F.Babkin. Proc. of 2nd International Symp. On Inform. Theory Tsahkadzor, Armenia. USSR, 1971, Akademiai Kiado. Budapest. 1973., P.249–256.
17. Трофимов, В.К. Равномерное по выходу кодирование марковских источников при неизвестной статистике // В.К.Трофимов. V международный симпозиум по теории информации. Доклады. Москва – Тбилиси, 1979. ч.II. С.172–175.
18. Krichevsky, R. Universal Compression and Retrieval.// R.Krichevskii. Dordrecht/Boston/London: 1994. P.219.
19. Sergio Verdu. Fifty Years of Shannon Theory// Verdu Sergio. IEEE Trans.on Inform.Theory. 1998. V.IT 44. №6. P.2057-2077.

Д.т.н., профессор, декан факультета информатики и вычислительной техники В.К. Трофимов, тел. (383) 269-82-70, e-mail: trofimov@sibsutis.ru; и.о.доцента В.И. Агульник, тел. (383) 269-82-71, e-mail: agulnik@sibsutis.ru; к.т.н., доцент И.И. Резван, e-mail: rezvan@ Rambler.ru; Сибирский государственный университет телекоммуникаций и информатики (г. Новосибирск).

УДК 681.3.067

АЛГОРИТМ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ОЦЕНОК УРОВНЯ ЗАЩИЩЕННОСТИ ОБЪЕКТОВ ИНФОРМАТИЗАЦИИ НА ОСНОВЕ НЕЧЕТКИХ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ

Е.Н. Пивкин

В статье рассматривают задачу прогнозирования оценок уровня защищенности объектов информатизации на основе нечетких временных рядов. Предложен алгоритм процедуры прогнозирования и проведена апробация на тестовом примере.

Ключевые слова: нечеткий временной ряд, прогнозирование, оценка защищенности.

Определение оценок уровня защищенности объектов информатизации (ОИ), будучи неотъемлемым элементом модели информационной безопасности (ИБ) организации, играет важную роль в формировании комплекса практических мер по реализации ИБ.

Однако, принятие решений на основе классических моделей и методов [1] зачастую не дает желаемого эффекта в связи с неполнотой рассматриваемых данных, упрощениями и погрешностями, возникающими при их обработке. Основными причинами этого, как правило, считают:

1. Невозможность учета всех элементов, определяющих защищенность, влияющих на конечный результат.
2. Отсутствие полной непротиворечивой априорной информации.
3. Влияние на защищенность ОИ различных неконтролируемых воздействий (как внешних, так и внутренних).

Поэтому эмпирические данные (при отсутствии систематизированных статистических материалов) являются единственным исходным источником информации.

Следовательно, оценку уровня защищенности ОИ необходимо осуществлять с учетом того, что информация, лежащая в ос-

нове этой деятельности (модели, процедуры), – неполная, нечеткая. Применение в данном случае теории нечетких множеств (ТНМ) – в виде модели нечетких временных рядов [2-3] – можно считать логичным и естественным шагом. Так как погрешность оценки, по сравнению с другими подходами, мнимальна [4-5].

Основой исследования являются эмпирические данные – временной ряд $\{\tilde{Y}(t)\}$ наблюдений (оценки уровня защищенности ОИ за различные периоды). «Погружение» этого ряда в нечеткую среду позволит получить нечеткую функцию $\tilde{Y}(t)$ аргумента t в универсальном множестве X_{yz} со значениями в виде нечетких интервалов X^t с функцией принадлежности (ФП) $\mu_{X^t}(x_{yzi})$, т.е. $X^t = \{\mu_{X^t}(x_{yzi})/x_{yzi}\}$, $u_i \in X_{yz}$, $\mu_{X^t}(x_{yzi}) \in [0, 1]$. Последнее означает, что любая точка из интервала x_{yzi} будет принадлежать множеству X^t со степенью принадлежности $\mu_{X^t}(x_{yzi}) = \mu_i(t)$ с заданными числами $\mu_i(t), i = \overline{1, m}$ при каждом фиксированном $t = 1, 2, \dots$ Здесь $X_{yz} = (x_{yzi}, x_{yzi2}, \dots, x_{yzim})$ – полное множество (в нашем случае интервал