УДК 519.624.2

ПРОИЗВОДЯЩАЯ ФУНКЦИЯ ДЛЯ ВЕРОЯТНОСТИ ПРОПУСКА ОШИБКИ ПРИ НАБЛЮДЕНИИ ВЕКТОРОВ ПЕРЕХОДОВ

.

И.П. Кобяк
доцент кафедры ЭВМ
канд. техн. наук
IPKobyak2012@mail.ru

И.П. Кобяк

Работает в Белорусском государственном университете с 1982 г. Занимаемые должности инженер, ассистент, доцент кафедры ЭВМ. Защитил кандидатскую диссертацию в 1993 г. Область научных интересов: методы идентификации сообщений, проектирование спецпроцессоров.

Аннотация. В работе рассмотрен метод синтеза производящей функции для вероятности наблюдения векторов переходов в задачах анализа и синтеза контрольных кодов. Определено соотношение для общего случая данного параметра, соответствующее регистрации произвольного числа заданных пар событий. Полученное соотношение позволило выполнить сравнение уровней пропуска ошибки исследуемым методом с известными алгоритмами формирования контрольных кодов, такими как линейное сверточное кодирование и синтез оценок числа векторов состояний.

Ключевые слова: векторы переходов, субдинамические объекты, постобъекты, идентификация сообщений, вероятность пропуска ошибки, сигнатурный анализ.

Введение.

В работах [1,2] выполнена постановка задачи исследования структурных компонентов r-разрядных последовательностей с точки зрения представления многомерных событий в виде сложных объектов длиной $2j+i$, где j - это число последовательных векторов переходов (ВП), i - длина постобъекта из векторов состояний (ВС) или частный случай функции правдоподобия. На основе вероятностного анализа в [1] было получено равенство для j_{mo} - математического ожидания числа последовательных ВП в выборке длиной $n \to \infty$ в виде:

$$j_{mo} = \sum_{j=1}^{0,5n} jp^j \left(\sum_{j=1}^{0,5n} p^j \right)^{-1} = \frac{1}{1-p}. \qquad (1)$$

Сравнительный анализ метода наблюдения ВП заданного вида (или лебеговской меры ВП) с сигнатурным анализом или методом наблюдения ВС показал, что в асимптотике принцип идентификации случайных процессов вероятностью ВП имеет преимущество перед известными методами синтеза точечных оценок [1].

Однако дополнительные исследования данной задачи позволили сделать вывод, что полученные соотношения, не учитывают ряда факторов, определяющих математический механизм связи векторов состояний в постобъектах, то есть в вариантах функции правдоподобия. Кроме того, в известных публикациях до настоящего времени нет точного описания вероятности ошибки наблюдения лебеговской меры ВП в интегральной форме. Такой формой является производящая функция (ПФ) для данного параметра, позволяющая на основе математических преобразований в алгебре степенных рядов ответить на вопросы, сформулированные конкретными техническими приложениями.

Таким образом, вопрос получения точного описания интегральных параметров по результатам статистического синтеза оценок ВП (в конечной или бесконечной выборке) для задач практического использования является актуальным и рассматривается в представляемой работе.

Математическая постановка задачи.

При определении уровня вероятности ошибки в задаче наблюдения сложных вероятностных объектов будем считать, что k_ω - это общее число ВП заданного вида, которые формируются в результате технического «дифференцирования» цифровой последовательности с «однополупериодным выпрямлением» с целью синтеза субдинамических объектов (или ВП).

При этом под динамикой процесса понимается синхронное формирование выходных векторов в некоторой аппаратной или информационной среде на рабочих частотах.

При формировании формулы для числа различных перестановок с повторениями сложных событий на n местах размещения, рассмотрим принцип возникновения дискретных объектов в составе искомой вероятности.

Так, каждый субдинамический объект $k_{j,i} \in k_\omega$ с μ единичными битами может быть образован $3^{r-\mu}$ способами, что определяет общую вероятность наблюдения соответствующих событий равную:

$$p = \frac{3^{r-\mu}}{m^2}. \qquad (2)$$

Однако, более детальный анализ вероятности (2), рассмотренной через призму соотношения (1), позволяет заключить, что данный параметр, с учетом преобразования $j_{mo} = 1 + \xi$, для задач с полиномиальным представление функций, должен быть трансформирован в соотношение:

$$p \to \frac{1}{\xi+1} p + \frac{\xi}{\xi+1} \sum_{j=2}^{0,5n} p^j < \frac{1}{\xi+1} p + \frac{\xi}{\xi+1} p^2. \qquad (3)$$

Данный подход позволяет учесть, не только общее число ВП в лебеговской мере, но и определить их количество для каждого члена вероятности (2) в полиномиальном разложении вероятностной функции.

В общем случае можно показать, что, если векторы переходов наблюдаются с вероятностью (2) при $\mu \neq r$, и максимальном $p = \frac{3}{16}$ (в задачах наблюдения ВП), из равенства (1) имеем:

$$j_{mo} = \frac{m^2}{m^2 - 3^{r-\mu}} = \left[1 - \left(\frac{3}{4}\right)^r \frac{1}{3^\mu}\right]^{-1} < 2.$$

С увеличением r параметр m^2 возрастает быстрее, чем значение $3^{r-\mu}$.

Таким образом, с увеличением разрядности процесса r математическое ожидание j_{mo} также стремиться к единице, а пространство вероятности лебеговской меры ВП заданного вида может быть представлено практически только двумя элементами (3).

Общий случай представления сложных событий в виде суммы векторов $2j+i$ позволяет сформировать факториальные моменты для функции распределения вероятностей ошибки, используя принцип включения и исключения вида:

$$Q_{j,i} = \left[\left(3^{r-\mu}\right)^j m^i \sum_{s=0}^{z} (-1)^s C_{i-s}^s \left(3^{r-\mu}\right)^s \frac{1}{m^{2s}} \right]^{k_{j,i}} C_{n-g}^{k_{j,i}} = \left[\left(3^{r-\mu}\right)^j m^i \sum_{s=0}^{z} C_{i-s}^s (-p)^s \right]^{k_{j,i}} C_{n-g}^{k_{j,i}}, \tag{4}$$

где $n = f(2j+i)$ по всем разбиениям на части с числом j ВП и постобъектами i, параметр $g = f(2j+i-1)$ приводит длину выборки n к перестановкам сложных объектов, а параметр $C_{n-g}^{k_{j,i}}$ - это биномиальный коэффициент, определяющий число перестановок векторов статистики $k_{j,i}$ на $n-g$ местах размещения, значение $z = \left]0,5i\right[$ как показано в [2].

Таким образом, задача синтеза производящей функции с использованием моментов (4) состоит в записи общей формы произведения для всех j и i и переходе от произведения к сумме сложных объектов в степени $n-g$.

Производящая функция для вероятности пропуска ошибки при регистрации векторов переходов.

Одним из базовых моментов при синтезе производящей функции для вероятности пропуска ошибки $P_{ifc} = Mo + P_{ifc}(gl)$ (где $Mo = \frac{1}{2^{n+1}}\beta_{0,n}$ - мода) является скорректированная зависимость из [2], позволяющая записать произведение для гладкой части функции $P_{ifc}(gl)$ в виде:

$$P_{ifc}(gl) = \sum_{g} \pi(g) \sum_{n-g} \frac{1}{m^n}\left(3^{r-\mu}\right) \deg\left(\sum_{j=1}^{0,5n-2} \sum_{i=1}^{n-2j-2} jk_{j,i} + \sum_{j=1}^{0,5n} jk_{j,n-2j} \right) m \deg\left[\sum_{j=1}^{0,5n-2} \sum_{i=1}^{n-2j-2} ik_{j,i} + \sum_{j=1}^{0,5n} (n-2j) k_{j,n-2j} \right] \times$$
$$\times \prod_{j=1}^{0,5n-2} \left[\prod_{i=2}^{n-2j-2} \left(\frac{1}{2^{i+1}} \beta_{j,i} \right)^{k_{j,i}} \left(\frac{1}{2^{i+1}} \beta_{j,n-2j} \right)^{k_{j,n-2j}} \right] \left(\frac{1}{2^3} \beta_{\frac{n-2}{2},2} \right)^{k_{\frac{n-2}{2},2}} \frac{(n-g)!}{\prod_{j=1}^{0,5n-2} \prod_{i=1}^{n-2j-2} k_{j,i}! \prod_{j=1}^{0,5n} k_{j,n-2j}!}, \tag{5}$$

где ifc - *interaction function correlation*, $\pi(g)$ - композиция разбиений числа g в разбиениях числа

$$n = \sum_{j=1}^{0,5n-2} \sum_{i=1}^{n-2j-3} (2j+i) k_{j,i} + \sum_{j=1}^{0,5n} nk_{j,n-2j}$$

на целые части при $k_{j,n-2j-1} = 0,\ \forall j \neq 0,5n.$

Составляющая $n-g$ факториального момента в (5) с учетом ортонормирующего свойства g может быть приведена к равенству:

$$n - g = n - \sum_{j=1}^{0,5n-2} \sum_{i=1}^{n-2j-3} (2j+i-1) k_{j,i} - \sum_{j=1}^{0,5n} (n-1) k_{j,n-2j} = \sum_{j=1}^{0,5n-2} \sum_{i=1}^{n-2j-3} k_{j,i} - \sum_{j=1}^{0,5n} k_{j,n-2j}. \tag{6}$$

Функция правдоподобия $\frac{1}{2^{i+1}}\beta_{j,i}$ в формуле (5) следует из (4) в соответствии с результатом [3]:

$$\sum_{s=0}^{z} C_{i-s}^{s}\left(-p\right)^{s} = \frac{1}{2^{i+1}}\beta_{j,i}\,.$$

Далее, при переходе от произведения (5) к сумме элементов производящей функции необходимо помнить, что в скобочной форме ПФ будут отсутствовать в явном виде значения $k_{j,i}$, которые в преобразовании (6) переходят в степень ПФ.

Кроме того, необходимо помнить, что в условиях эксперимента некоторая частная статистика $k_{j,i}$ может быть получена равной нулю. Данный факт приводит к изменению показателя степени $n-g$. Однако, в сумме моментов в ПФ принцип исключения слагаемых $\frac{1}{2^{i+1}}\beta_{j,i}$ при $k_{j,i}=0$ в явном виде отсутствует. Таким образом, для всех слагаемых в ПФ необходимо вводить дополнительный коэффициент $\sigma_{j,i}\in\left\{0,\frac{n}{2}\right\}$, который будет указывать на факт отсутствия или наличия каждого конкретного слагаемого в функции, а также на число повторений соответствующего факториального момента в выборке.

Следовательно, с учетом (1) можем записать соотношение для ПФ с параметрами $j=1$ и 2 в виде:

$$P_{ifc} < Mo + \sum_{g}\pi\left(g\right)\sum_{j=1}^{2}\Bigg[A\Bigg(\sigma_{j,i}p^{j}e^{jt}x_{j}^{1} + \sum_{i=2}^{n-2j-2}\sigma_{j,i}p^{j}e^{jt}x_{j}^{i}\frac{1}{2^{i+1}}\beta_{j,i} + \\ + \sigma_{j,n-2j}p^{j}e^{jt}x_{j}^{n-2j}\frac{1}{2^{n-2j+1}}\beta_{j,n-2j}\Bigg)\Bigg]^{n-g}, \tag{7}$$

где коэффициент A в соответствии с (3) равен:

$$A = \left[\left(2-j\right)+\xi\left(j-1\right)\right]\frac{1}{1+\xi}.$$

Запишем теперь общую форму ПФ, преобразуя произведение (5) в сумму, аналогично методике приведенной в [4] и [5], тогда:

$$P_{ifc} < \frac{1}{2^{n+1}}\beta_n + \sum_g \pi(g)\left\{\frac{1}{\xi+1}\left(\sigma_{1,1}x_1^1 pe^t + \sum_{i=2}^{n-4}\sigma_{1,i}x_1^i pe^t \frac{1}{2^{i+1}}\beta_{1,i} + \sigma_{1,n-2}x_1^{n-2}pe^t\frac{1}{2^{n-1}}\beta_{1,n-2}\right) + \right.$$
$$+\frac{\xi}{\xi+1}\left[\left(\sigma_{2,1}x_2^1p^2e^{2t} + \sum_{i=2}^{n-6}\sigma_{2,i}x_2^ip^2e^{2t}\frac{1}{2^{i+1}}\beta_{2,i} + \sigma_{2,n-4}x_2^{n-4}p^2e^{2t}\frac{1}{2^{n-3}}\beta_{2,n-4}\right)+\right.$$
$$+\left(\sigma_{3,1}x_3^1p^3e^{3t} + \sum_{i=2}^{n-8}\sigma_{3,i}x_3^ip^3e^{3t}\frac{1}{2^{i+1}}\beta_{3,i} + \sigma_{3,n-6}x_3^{n-6}p^3e^{3t}\frac{1}{2^{n-5}}\beta_{3,n-6}\right)+\ldots+ \qquad (8)$$
$$+\left(\sigma_{\frac{n-6}{2},1}x^1_{\frac{n-6}{2}}p^{\frac{n-6}{2}}e^{\frac{n-6}{2}t} + \sum_{i=2}^{4}\sigma_{\frac{n-6}{2},i}x^i_{\frac{n-6}{2}}p^{\frac{n-6}{2}}e^{\frac{n-6}{2}t}\frac{1}{2^{i+1}}\beta_{\frac{n-6}{2},i} + \sigma_{\frac{n-6}{2},6}x^6_{\frac{n-6}{2}}p^{\frac{n-6}{2}}e^{\frac{n-6}{2}t}\frac{1}{2^7}\beta_{\frac{n-6}{2},6}\right)+$$
$$+\left(\sigma_{\frac{n-4}{2},1}x^1_{\frac{n-4}{2}}p^{\frac{n-4}{2}}e^{\frac{n-4}{2}t} + \sum_{i=2}^{2}\sigma_{\frac{n-4}{2},i}x^i_{\frac{n-4}{2}}p^{\frac{n-4}{2}}e^{\frac{n-4}{2}t}\frac{1}{2^{i+1}}\beta_{\frac{n-4}{2},i} + \sigma_{\frac{n-4}{2},4}x^4_{\frac{n-4}{2}}p^{\frac{n-4}{2}}e^{\frac{n-4}{2}t}\frac{1}{2^5}\beta_{\frac{n-4}{2},4}\right)+$$
$$\left.\left.+\sigma_{\frac{n-2}{2},2}p^{\frac{n-2}{2}}x^2_{\frac{n-2}{2}}e^{\frac{n-2}{2}t}\frac{1}{2^3}\beta_{\frac{n-2}{2},2} + \sigma_{\frac{n}{2},0}x^0_{\frac{n}{2}}p^{\frac{n}{2}}e^{\frac{n}{2}t}\right]\right\}^{n-g}.$$

В сокращенной форме данное равенство принимает вид:

$$P_{ifc} < \frac{1}{2^{n+1}}\beta_n + \sum_g \pi(g)\left[\sum_{j=1}^{0,5n-2}\frac{A}{1+\xi}\left(\sigma_{j,1}x_j^1p^je^{jt} + \sum_{i=2}^{n-2j-2}\sigma_{j,i}x_j^ip^je^{jt}\frac{1}{2^{i+1}}\beta_{j,i}\right)+\right.$$
$$\left.+\frac{A}{1+\xi}\sigma_{\frac{n-2}{2},2}x^2_{\frac{n-2}{2}}p^{\frac{n-2}{2}}e^{\frac{n-2}{2}t}\frac{1}{2^3}\beta_{\frac{n-2}{2},2} + \frac{A}{1+\xi}\sigma_{\frac{n}{2},0}x^0_{\frac{n}{2}}p^{\frac{n}{2}}e^{\frac{n}{2}t}\right]^{n-g}, \qquad (9)$$

где $A=1$, при $j=1$ и $A=\xi$ при $j>1$.

Полученные соотношения (8) и (9) позволяют достаточно точно вычислить вероятность пропуска ошибки для конкретных реализаций многомерных последовательностей. Однако, в задаче расчета площади под интегральной кривой функции распределения вероятностей пропуска ошибки в соотношениях для ПФ коэффициенты $\sigma_{j,i}$ могут быть взяты равными единицы, что позволяет суммировать все комбинаторные моменты, характеризующие частные вероятности ошибки, но на ограниченных множествах j и i. При этом для частного $j=1$ на основании равенства (9) можем записать:

$$P_{ifc} \approx \frac{1}{2^{n+1}}\beta_n + \left(x_1^1pe^t + \sum_{i=2}^{i_{m1}}x_1^ipe^t\frac{1}{2^{i+1}}\beta_{1,i}\right)^{n-g}, \qquad (10)$$

где i_{m1} - это максимальное значение числа комбинаторных моментов в функции правдоподобия, удовлетворяющее равенству:

$$i_{m1} = -\frac{5}{2} + \frac{1}{2}\sqrt{8n+25}.$$

Данное соотношение может быть получено путем анализа закона суммирования длин сложных объектов $2+i$ с использованием методики подсчета элементов арифметической прогрессии. При этом:

$$n \approx \frac{(2+i_{m1})(3+i_{m1})}{2} - (1+2).$$

откуда и следует значение i_{m1}.

В равенстве (10) показатель степени

$$n-g = \sum_{i=1}^{i_{m1}} (2+i) k_{1,i} - \sum_{i=1}^{i_{m1}} (2+i-1) k_{1,i} = \sum_{i=1}^{i_{m1}} k_{1,i}, \ \ k_{1,i}=1, \quad n-g=i_{m1}.$$

При $j=2$, что практически полностью удовлетворяет критерию (1), из (7) имеем соотношение:

$$P_{ifc} < \frac{1}{2^{n+1}} \beta_n + \sum_{j=1}^{2} \left[\frac{A}{1+\xi} \left(p^j e^{jt} x_j^1 + \sum_{i=2}^{i_{mj}} p^j e^{jt} x_j^i \frac{1}{2^{i+1}} \beta_{j,i} \right) \right]^{n-g}, \quad (11)$$

где $A=1$, при $j=1$ и $A=\xi$ при $j>1$.

В данном случае параметр:

$$i_{m2} = -\frac{9}{2} + \frac{1}{2}\sqrt{8n+81}.$$

Соответственно степень:

$$n-g = \sum_{i=1}^{i_{m1}} k_{1,i} + \sum_{i=1}^{i_{m2}} k_{2,i}, \ \ k_{1,i}=k_{2,i}=1, \quad n-g=i_{m1}+i_{m2}.$$

Аналогично соотношениям (10) и (11), могут быть получены равенства для всех j, что, однако, не дает практически ничего нового для вероятности (11). Хотя уменьшение уровня указанного параметра с учетом приведения множителя $\grave{A}$ к полиномиальной форме с использованием (1) и (3) очевидно.

Асимптотика и сравнительный анализ метода наблюдения ВП с другими классическими алгоритмами свертки (пример).

В случае расчета асимптотики с использованием вероятности (2) можно записать равенство для ПФ (5) в упрощенном виде:

$$P_{ifc}(\infty) = \left(p^{1+\xi} \frac{1}{2^{i_\infty+1}} \beta_{1,i_\infty} \right)^{n-g_\infty}. \quad (12)$$

При максимальной вероятности наблюдения ВП равной $\frac{3}{16}$(для ВП любого вида) из соотношения (1) получаем:

$$p^{j_{mo}} = \left(\frac{3}{16}\right) \deg\left(\frac{16}{13}\right) = 0{,}1274.$$

Асимптотическая длина векторов функции правдоподобия для выбранной вероятности будет равна

$$i_\infty = \frac{1-2p^{j_{mo}}}{p^{j_{mo}}} = 5{,}848.$$

Тогда:

$$g_\infty = np^{j_{mo}}\left(i_\infty + 1\right) = 0{,}8726n.$$
$$n - g_\infty = 0{,}1274n.$$

Параметр $\frac{1}{2^{i_\infty+1}}\beta_{i_\infty}$ рассчитывается по общей формуле:

$$\frac{1}{2^{6,848}}\beta_{1,5,848} = \frac{1}{2^{6,848}}\frac{1}{\sqrt{1-4\cdot 0{,}1274}}\left[\left(1+\sqrt{1-4\cdot 0{,}1274}\right)^{6,848} - \left(1-\sqrt{1-4\cdot 0{,}1274}\right)^{6,848}\right] = 0{,}4697.$$

Соответственно из (12) при этом имеем $P_{ifc}\left(\infty\right) = \left(0{,}69855\right)^n$.

Аналогичный показатель для вероятности ошибки при сигнатурном анализе в асимптотике имеет вид:

$$P_{msa} = \frac{1}{rn}.$$

Составляя теперь отношение вероятностей при $r = 2$:

$$\frac{P_{ifc}\left(\infty\right)}{P_{msa}} = \left(0{,}69855\right)^n 2n$$

получаем $P_{ifc}\left(\infty\right) < P_{msa}$ практически во всем диапазоне значений n.

Заметим, однако, что с уменьшением вероятности p преимущество метода наблюдения лебеговской меры ВП уменьшается за счет факта $P_{ifc}\left(\infty\right) \to \left(1-\Delta\right)^n$, где Δ - весьма малая величина. Тем не менее, в асимптотике неравенство $P_{ifc}\left(\infty\right) < P_{msa}$ сохраняется всегда.

При сравнении полученного результата (12) с вероятностью ошибки, порождаемой методом наблюдения ВС можем записать равенство:

$$\frac{P_{ifc}(\infty)}{P_{cvc}} = (0{,}69855)^n\sqrt{\frac{3}{8}\pi n}$$

где *cvc – condition vector counting*, что также говорит о факте $P_{ifc}\left(\infty\right) < P_{cvc}$.

Таким образом, для асимптотики характерны неравенства $P_{ifc}\left(\infty\right) < P_{msa} \le P_{cvc}$.

Заключение.

В представленной работе получены следующие результаты:

1) на основе вероятностного анализа и равенства для j_{mo} - математического ожидания последовательных пар сложных событий в выборке (1) определено представление вероятности

наблюдения лебеговской меры ВП в виде двучлена (3) из полиномиального представления параметра;

2) получено произведение для гладкой части функции (5), определяющее вероятностную составляющую для числа перестановок векторов статистики $k_{j,i}$ на $n-g$ местах размещения с повторениями;

3) выполнен переход от произведения, характеризующего вероятность ошибки P_{ifc} к полиному производящей функции (8)-(9);

4) для вычисления площади под кривой вероятности пропуска ошибки получены соотношения (10) и (11), определяющие суммирование всех комбинаторных моментов, характеризующих частные вероятности ошибки на ограниченных множествах j и i;

5) сравнительный анализ метода наблюдения лебеговской меры ВП с алгоритмами линейной свертки и СВС показал, что в асимптотике принцип идентификации случайных процессов вероятностью наблюдения ВП имеет явное преимущество перед известными алгоритмами синтеза точечных оценок.

Список литературы

[1] Кобяк И.П. Асимптотика для вероятности пропуска ошибки при наблюдении векторов переходов. В кн.: BIG DATA и анализ высокого уровня 2021, BIG DATA and advanced analytics 2021: сборник материалов 7-й международной научно-практической конференции, Минск, 19-20 мая 2021 г. / Белорусский государственный университет информатики и радиоэлектроники, Минск, 2021. С. 328-335.

[2] Кобяк И.П. О точном равенстве для вероятности пропуска ошибки при наблюдении векторов переходов. В кн.: BIG DATA и анализ высокого уровня 2022, BIG DATA and advanced analytics 2022: сборник материалов 8-й международной научно-практической конференции, Минск, 11-12 мая 2022 г. / Белорусский государственный университет информатики и радиоэлектроники, Минск, 2022. С. 312-319.

[3] Риордан Дж. Комбинаторные тождества. Пер. с англ. – М.: Наука. Глав. ред. физ.-мат. литературы, 1982. 255 с.

[4] Кобяк И.П. Производящая функция для распределения статистик автокорреляционной функции // Электрон. моделирование. 2010. Т 32. – №2. – С. 61–76.

[5] Кобяк И.П. Производящая функция для вероятности пропуска ошибки при наблюдении двух векторов переходов. В кн.: Информационные технологии и системы 2022 (ИТС 2022), Information Technologies and Systems 2022 (ITS 2022): материалы международной научной конференции, Минск, 23 ноября 2022 г. / Белорусский государственный университет информатики и радиоэлектроники, Минск, 2022. С. 35-36.

GENERATING FUNCTION FOR ERROR MISS PROBABILITY WHEN OBSERVING TRANSITION VECTORS

I.P. Kabiak

PhD, Associate Professor, Chair of ECM, BSUIR.

Belarusian State University of Informatics and Radioelectronics, Republic of Belarus
E-mail: IPKobyak2012@mail.ru

Abstract. The work considers the method of synthesis of the generating function for probability of occurrence of transition vectors in problems of analysis and synthesis of control codes. The ratio for the total case of this parameter is determined, corresponding to the registration of an arbitrary number of specified pairs of events. The obtained ratio made it possible to compare the error missing levels by the test method with known control code generation algorithms, such as convolution linear coding and observation of state vectors.

Keywords: transition vectors, sub dynamic objects, post-objects, identification of co-communications, probability of missing an error, signature analysis.