УДК 519.624.2

АСИМПТОТИКА ДЛЯ ВЕРОЯТНОСТИ ПРОПУСКА ОШИБКИ ПРИ НАБЛЮДЕНИИ ВЕКТОРОВ ПЕРЕХОДОВ .

И.П. Кобяк,
доцент кафедры ЭВМ
канд. техн. наук

Белорусский государственный университет информатики
и радиоэлектроники, Республика Беларусь
E-mail: 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 спецкомпьютеров.

Аннотация. В статье рассмотрен метод идентификации случайных процессов оценками вероятности наблюдения векторов переходов. Определено соотношение для одной из верхних границ вероятности пропуска ошибки, соответствующее предлоенному алгоритму при регистрации заданных пар событий в асимптотике. Полученное соотношение позволило выполнить сравнение уровней ошибки, порождаемых методом наблюдения векторов переходов с известными алгоритмами формирования контрольных кодов, такими как сигнатурный анализ и счет векторов состояний.

Ключевые слова: блок векторов, субдинамические объекты, идентификация последовательностей, вероятность пропуска ошибки, сигнатурный анализ.

Введение.

Процессы идентификации последовательностей случайных событий в большинстве технических приложений основываются на использовании эмпирических функций в качестве контрольных кодов, характеризующих свойства выборки конечной длины [1]. Подобная задача решается при контроле и диагностике цифровых устройств, при пересылках информации между блоками вычислительных систем, при наблюдении сигналов в криптографических каналах связи.

Методология использования значений выборочных функций в качестве контрольных кодов предопределила необходимость анализа способов идентификации последовательностей с учетом двух важнейших научно-технических направлений. Во-первых, с точки зрения применения того или иного алгоритма в условиях реального производства важно знать обнаруживающие свойства и характеристики статистик или линейно- алгебраических остатков от деления полиномов над $GF2$ [2]. Во-вторых, с общетеоретической точки зрения необходим системный анализ используемых контрольных кодов на основе производящих функций и сопоставление их интегральных показателей. Такой подход позволяет правильно выполнить постановку исследовательской задачи и, соответственно, на базе аналитических преобразований ответить на вопросы, сформулированные конкретными практическими приложениями.

В ряде случаев при построении интегральных графиков и анализе вероятностных показателей необходимо также знать уровень заданных параметров при длине выборки $n \to \infty$.

Это обусловлено тем, что практическое применение новых методов не может быть строго обосновано без анализа известных теоретических параметров таких как мода, медиана, математическое ожидание и дисперсия. Данное требование диктуется тем (частным) фактом, что при наблюдении векторов двоичных переходов (ВП) [3,4] в функции распределения вероятности ошибки имеет место теоретическое несовпадение моды и математического ожидания. Отсюда вытекает необходимость дальнейшего анализа предлагаемого в [3] метода оценивания многомерной выборки с целью сравнения его вероятностных показателей при $n \to \infty$ с общеизвестными классическими алгоритмами.

Таким образом, вопрос получения асимптотических параметров выборки в задачах контроля и диагностики цифровых устройств, экспресс контроля шумоподобных каналов связи или для других практических приложений является актуальным и рассматривается в представляемой работе.

Постановка задачи.

Методология идентификации последовательностей выборочной вероятностью наблюдения ВП заданного вида (или лебеговской мерой векторов переходов) представляет собой известный интерес в силу квазиминимальности верхней границы вероятности пропуска ошибки, определяемой интегральным сравнением рассматриваемого и других алгоритмов [3,5].

Применительно к задаче наблюдения и анализа многомерных последовательностей сущность алгоритма синтеза векторов переходов заключается в следующем. Система идентификации настраивается на регистрацию пар r-разрядных векторов, формируемых источником случайных событий, в моменты переключения его выходов из состояния $A(t)$ в состояние $A(t+1)$ [3].

При этом считается, что в v-м разряде ВП формируется логическая единица, если в последовательности из двух векторов состояний (ВС) также в v-м разряде имеет место переключение бита из 0 в 1. Все остальные пары символов в том числе и переход из 1 в 0 в системе идентификации рассматриваются как логический ноль, то есть фактически осуществляется измерение числа ВП заданного вида, образуемых $3^{r-\mu}$ парами ВС из m^2 со сдвигом $\tau = 1$, где $m = 2^r$, а параметр $\mu = \sum v$.

Таким образом, исследуемый метод представляет собой принцип формирования оценок числа ВП с выбранными значениями r и μ, где первый указывает на разрядность векторов состояний, а второй на число единичных бит в векторе перехода.

При определении уровня вероятности ошибки в задаче наблюдения указанных объектов будем считать, что k_ω - это общее число ВП заданного вида, которые формируются в результате «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 системе на рабочих частотах.

Итак, целью работы является формирование соотношения для одной из верхних границ вероятности пропуска ошибки при наблюдении лебеговской меры ВП в асимптотике и, в частности, для $r = \mu$.

Комбинаторные объекты в соотношении для вероятности пропуска ошибки.

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

Во-первых, каждый субдинамический объект с μ единичными битами может быть образован $3^{r-\mu}$ способами, что определяет вероятность наблюдения соответствующих сложных событий равную:

$$p = \frac{3^{r-\mu}}{m^2}. \tag{1}$$

Во-вторых, минимальное пространство между блоками векторов переходов размера $(k_v - 1)\times r$ может быть учтено вариациями $\frac{m}{2}$ видов ВС на $k_v - 1$ местах размещения с повторением. При этом в качестве k_v выбирается максимальная длина серии из единиц в подмножестве разрядов ВП, образующих параметр μ. Аналогичное значение соответствует также и последующему нулевому биту данного разряда, который, однако, может входить в состав следующего ВП.

И, в-третьих, пространство между соседними ВП размером $n - 2k_\omega$, или общую вариативность i блока будем учитывать сложной функциональной зависимостью вида $f[m, k_\omega]$, то есть как функцию правдоподобия, определяемую в соответствии с [1]. Тогда число событий, влияющих на уровень вероятности p, теоретически определится с учетом подмножества векторов длиной $k_v - 1$, $k_v = \overline{1, n-1}$, дающих множитель $\left(\frac{2}{m}\right)^{k_v - 1}$ к соотношению (1). Следовательно, в асимптотике число объектов рассматриваемого вида, будет равно:

$$k'_\omega = \frac{3^{r-\mu} n}{m^2}\left(\frac{2}{m}\right)^{k_{v,av}-1}, \tag{2}$$

где $k_{v,av}$ - среднее (*average*) значение параметра.

При формировании соотношения (2) предполагается, что источник последовательностей является идеальным, а в качестве опорного генератора используется имитатор псевдослучайных чисел, приведенный, например, в [6]. Соответственно, указанное соотношение и тот факт, что $k_{v,av} \to 1$ при $m > 2$, достаточно просто доказывается исходя из критерия серий для k_v, имеющего по сути бернуллиевскую природу в составе многомерной выборки.

Так математическое ожидание функции плотности распределения вероятности наблюдения двоичных переходов равно $\frac{n}{3}$ [4], что определяет среднее значение параметра $k_v \le 2$. Значение же моды указанного распределения находится в точке $k_\omega = \frac{n}{4}$. Откуда следует факт $k_v \to 1$, так как увеличение объектов с числом единиц $k_v = 2$ не приводит к росту числа перестановок с повторением в выборке длиной n.

Таким образом, в соотношении (2) значение k_v однозначно выбирается равным единице и, соответственно нормирование данного параметра приводит к вероятности указанной в соотношении (1).

Численное значение математического ожидания длины серии из многомерных ВП может быть определено с использованием стандартного соотношения из теории вероятностей. Так для теоретической вероятности p среднее число последовательных пар векторов будет равно:

$$j_{av} = \sum_{j=1}^{0,5n} j p^j \left(\sum_{j=1}^{0,5n} p^j\right)^{-1} = \frac{1}{1-p}. \tag{3}$$

В целом значение (3) зависит от уровня вероятности p при $\mu = var$. Однако максимальное j_{av} будет определяться разрядностью $\mu = 1$ при $r = const$. В постановке же решаемой задачи определено равенство $r = \mu$, что дает максимум p при $m = 2$. Таким образом, в точке математического ожидания двоичных ВП $k_{0,\omega} >> 1$ величина $j_{av} = \frac{3}{2}$. Соответственно, если для лебеговской меры векторов с $m>2$ выполняется условие $\mu = r$, а $r>1$, то из соотношения (3) однозначно следует, что $j_{av} \to 1$.

В общем случае моно показать, что, если векторы переходов наблюдаются с вероятностью (1) при $\mu \neq r$, из равенства (3) имеем:

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

С увеличением r параметр m^2 возрастает быстрее, чем значение $3^{r-\mu}$. Таким образом, с увеличением разрядности процесса r математическое ожидание j_{av} также стремиться к единице.

Асимптотика для верхней границы вероятности пропуска ошибки при $j=1$.

Анализ соотношений (2) и (3) показывает, что наиболее значимый вклад в функцию распределения для исследуемой верхней границы вероятности ошибки дают векторы с параметрами $j=1$ и $j=2$. Однако при $j=2$ вклад вносимый в производящую функцию примерно в $\frac{1}{p}$ раз меньше, чем при $j=1$ [5]. Например, при $j=1, r=8, r=\mu,$ имеем $p=\frac{1}{2^{16}}.$ Аналогично, при $j=2$, множитель у соответствующего слагаемого в производящей функции равен p^2, что практически равно нулю по сравнению с $j=1$.

Этот же теоретический вывод подтвердили и экспериментальные исследования, которые показали, что даже для достаточно больших значений n длина серии из двух ВП практически не встречается, не говоря уже о триадах ($j=3$) и более.

Таким образом, исследование соотношения для верхней границы вероятности ошибки при $j=1$ вполне правомерно, хотя вновь формируемая зависимость является, по сути, предельным упрощением для общей функции распределения вероятности ошибки приведенной в работе [3].

Итак, из результатов работы [3] следует, что каждая пара событий из суммы k_ω будет объединена с набором векторов функции правдоподобия длиной i, а упомянутое выше соотношения для верхней границы вероятности ошибки при $r=\mu$, представляет собой соотношение:

$$P_{IFC} = \frac{1}{m^n}\left[\frac{\left(\sum_{i=1}^{n-2} k_{1,i} + \sum_{i=1}^{n-4} k_{2,i} + \ldots + \sum_{i=1}^{2} k_{\frac{n-2}{2},i} + k_{\frac{n}{2},0}\right)!}{\prod_{i=1}^{0,5n-2} k_{1,i}!\prod_{i=1}^{0,5n-4} k_{2,i}!\ldots\prod_{i=1}^{1} k_{\frac{n-2}{4},i}!} m^{s_1}\left(m^2-1\right)^{s_2}\left(m^2-2\right)^{s_3} - 1\right], \tag{4}$$

где статистики s_θ (или оценки) в (4) равны

$$s_1 = \sum_{w=1}^{0,5(n-4)} k_{1,2w-1} + \sum_{w=1}^{0,5(n-6)} k_{2,2w-1} + \ldots + \sum_{w=1}^{0,5(n-n+2)} k_{\frac{n-4}{2},2w-1},$$

$$s_2 = \sum_{w=1}^{0,5(n-2)} k_{1,2w} + k_{1,n-3} + \sum_{w=1}^{0,5(n-4)} k_{2,2w} + k_{2,n-5} + \ldots + \sum_{w=1}^{0,5(n-n+2)} k_{\frac{n-2}{2},2w} + k_{\frac{n-2}{2},1},$$

$$s_3 = \sum_{w=1}^{0,5(n-4)} w\left(k_{1,2w+1} + k_{1,2w+2}\right) + k_{1,n-4} + \sum_{w=1}^{0,5(n-6)} w\left(k_{2,2w+1} + k_{2,2w+2}\right) + k_{2,n-5} + \ldots + \sum_{w=1}^{0,5(n-n+2)} w\left(k_{\frac{n-4}{2},2w+1} + k_{\frac{n-4}{2},2w+2}\right) + k_{\frac{n-4}{2},2}.$$

В приведенных формулах значения $k_{j,i}$ - это число сложных объектов с количеством последовательных пар векторов равным j, *IFC- interaction function correlation*. Соответственно:

$$k_\omega = \sum_{j=1}^{0,5n} k_{j,i}\ .$$

Учитывая соотношение (3) на следующем этапе исследований вместо равенства (4) будем использовать упрощенную функциональную зависимость, преобразованную к виду:

$$P_{IFC} = \frac{1}{m^n}\left[\frac{\left(\sum_{i=1}^{n-2} k_{1,i}\right)!}{\prod_{i=1}^{0,5n-2} k_{1,i}!} m^{s_1}\left(m^2-1\right)^{s_2}\left(m^2-2\right)^{s_3} - 1\right],$$

$$s_1 = \sum_{w=1}^{0,5(n-4)} k_{1,2w-1},\quad s_2 = \sum_{w=1}^{0,5(n-2)} k_{1,2w} + k_{1,n-3},\quad s_3 = \sum_{w=1}^{0,5(n-4)} w\left(k_{1,2w+1}+k_{1,2w+2}\right) + k_{1,n-4}. \qquad (5)$$

Рассматривая данный частный случай, определим параметр (5) в точке асимптотического значения аргумента при $k_{j,i} = k_{1,i}$, полагая что $k_\omega = np$ с учетом сформулированного допущения $k_{j,i} = 0$ для $j > 1$.

Средняя длина постблока i для $k_\omega \approx k_{1,i} \to np$ достаточно просто вычисляется по формуле:

$$i = \frac{n-2k_\omega}{k_\omega} - \frac{1}{2} = \frac{2-5p}{2p}.$$

Тогда при $n \to \infty$ имеем равенства:

$$\sum_{i=1}^{n-2} k_{1,i}! \approx k_{1,i=const}!$$

$$\prod_{i=1}^{0,5n-2} k_{1,i}! \approx k_{1,i=const}!$$

$$P_{IFC} = \frac{1}{m^n}\left[\frac{1}{2}\left(m+m^2-1\right)^{s_2}\left(m^2-2\right)^{s_3} - 1\right], \qquad (6)$$

где P_{IFC} - это параметр (4) с числом последовательных пар векторов $j=1$, статистики s_θ при этом равны:

$$s_1 = 0,\quad s_2 = k_{1,\frac{2-5p}{2p}},\quad s_3 = \frac{1-4p}{2p} k_{1,\frac{2-5p}{2p}}.$$

Подставляя в соотношение (6) составляющие вида $q_1 = 1-p,\ \ q_2 = 1-2p$, получим:

$$P_{IFC} \approx \frac{1}{m^n}\left(m^{2s_2+2s_3}\frac{1}{2^{s_2}}\left(\frac{1}{m}+q_1\right)^{s_2} q_2^{s_3} - 1\right). \qquad (7)$$

Тогда из (5) следует, что при $s_1 = 0$ сумма статистик в $\deg m$ имеет вид:

$$2s_2 + 2s_3 \approx 2k_{1,\frac{2-5p}{2p}} + \frac{1-4p}{p} k_{1,\frac{2-5p}{2p}} = \frac{1-2p}{p} k_{1,\frac{2-5p}{2p}}.$$

В последовательности длиной n число искомых объектов вида $k_{1,\frac{2-5p}{2p}}$ с учетом размерности сложного события $2j+i$ будет равно:

$$\frac{n}{2j+i} \approx \frac{2np}{2-p}.$$

Таким образом:

$$2s_2 + 2s_3 = \frac{2-4p}{2-p}n.$$

Соответственно, упрощая равенство (7) получим соотношение для вероятности ошибки вида:

$$P_{IFC} = \frac{1}{m^n}\left[m^{\frac{2-4p}{2-p}n} \left(\frac{1}{2m} + \frac{1}{2}q_1 \right)^{\frac{2np}{2-p}} q_2^{\frac{1-4p}{2-p}n} - 1 \right]. \tag{8}$$

Очевидно, что вычитаемое значение $\frac{1}{m^n}$ практически не вносит изменений в нормированную мощность класса эквивалентностей (МКЭ), характеризующую верхнюю границу для вероятности пропуска ошибки. Таким образом, для лебеговской меры ВП при условии $r = \mu$ из соотношения (8) достаточно просто получить равенство:

$$P_{IFC} = \left[\frac{1}{m^{\frac{3p}{2-p}}} \left(\frac{1}{2m} + \frac{1}{2}q_1 \right)^{\frac{2p}{2-p}} q_2^{\frac{1-4p}{2-p}} \right]^n, \tag{9}$$

Полученная в (9) зависимость в асимптотике представляет собой дробь в степени n, что, очевидно, влечет за собой достаточно низкий уровень вероятности P_{IFC}.

Преобразуем соотношение (9), логарифмируя и поделив на n функцию правдоподобия в (9). При этом имеем:

$$\ln\left[f\left(3^{r-\mu}, q_1, q_2\right) \right] = -\frac{3p}{2-p}\ln m + \frac{2p}{2-p}\ln\frac{1}{2} + \frac{2p}{2-p}\left[\ln\left(1+mq_1\right) - \ln m \right] + \frac{1-4p}{2-p}\ln\left(1-2p\right).$$

Полагая, что $\ln\left(1+p\right) \approx p - \frac{1}{2}p^2$ можем записать:

$$\frac{1-4p}{2-p}\ln\left(1-2p\right) \approx -\frac{2p-6p^2-8p^3}{2-p}.$$

Подставляя, полученные соотношения в логарифм функции правдоподобия, а также определяя приближенное равенство

$$\ln\left(1+mq_1\right) - \ln m \approx 0$$

имеем

$$\ln\left[f\left(3^{r-\mu}, q_1, q_2\right) \right] = -\frac{3p}{2-p}\ln m + \frac{2p}{2-p}\ln\frac{1}{2} - \frac{2p-6p^2-8p^3}{2-p}.$$

Соответственно параметр (9) при этом может быть определен равенством:

$$P_{IFC} \approx m^{-\frac{3np}{2-p}} 2^{-\frac{2np}{2-p}} e^{-\frac{2}{2-p}np + \frac{6}{2-p}np^2 + \frac{8}{2-p}np^3}, \tag{10}$$

В данном соотношении с ростом выборочного $\hat{k}_{\omega} = n\hat{p} > np$ значение верхней границы вероятности пропуска ошибки существенно уменьшается за счет уменьшения параметра i и отсутствия вариаций на множестве k_ω пар векторов с $\mu = r$. Если же $\hat{k}_\omega \to 0$, то параметр (10) стремится к моде, принципиально не достигая единицы [4].

Сравнительный анализ методов идентификации случайных процессов.

Выполним сравнение мощностей классов эквивалентностей, соответствующих двум алгоритмам идентификации - наблюдению асимптотической статистики числа ВП и коду линейной свертки над $GF\left(2^l\right)$.

Для вероятности пропуска ошибки многоканальным сигнатурным анализатором (МСА) может быть использовано соотношение вида [7]:

$$P_{msa} = \frac{1}{r\,n} - \frac{1}{m^n} \approx \frac{1}{r\,n}, \tag{11}$$

где $r\,n$ - число различных двоичных сигнатур. Тогда нетрудно составить гипотетическое равенство для классов эквивалентностей (10) и (11) и определить преимущество с точки зрения вероятности пропуска ошибки одного алгоритма перед другим:

$$m^{-\frac{3np}{2-p}} 2^{-\frac{2np}{2-p}} e^{-\frac{2}{2-p}np + \frac{6}{2-p}np^2 + \frac{8}{2-p}np^3} \approx \frac{1}{r\,n}. \tag{12}$$

Логарифмируя данное соотношение, упрощая (10) и поделив на длину выборки $n \to \infty$, получаем:

$$-\frac{3p}{2-p}\ln m - \frac{2p}{2-p}\ln 2 - \frac{2}{2-p}\,p \approx -\frac{1}{n}\ln n.$$

При бесконечном n и, соответственно, $n >> m^2$, с учетом правой части (12) имеем:

$$\frac{P_{msa}}{P_{IFC}} \approx \frac{1}{rn}\left[m^{\frac{3p}{2-p}} \left(2e\right)^{\frac{2p}{2-p}} \right]^n. \tag{13}$$

Таким образом, можно сделать вывод о том, что в асимптотике левая часть (12) меньше правой и метод наблюдения лебеговской меры ВП имеет существенное преимущество перед алгоритмом линейной свертки.

Выполним теперь сравнение асимптотических значений рассматриваемых вероятностей при счете векторов состояний (СВС) в точке максимума и наблюдении векторов переходов [1]. При этом будем учитывать, что подстановка центра распределения $k_0 = \frac{n}{m}$ в соотношение $C_n^k\left(m-1\right)^{n-k}$ (где C_n^k-биномиальный коэффициент) характеризующее метод СВС [8,9] и использование соотношения (9), приводит в асимптотике к гипотетическому равенству:

$$m^{-\frac{3np}{2-p}} 2^{-\frac{2np}{2-p}} e^{-\frac{2}{2-p}np} \approx \sqrt{\frac{m^2}{2\pi n\left(m-1\right)}}. \tag{14}$$

Преобразование соотношения (14) дает зависимость аналогичную полученной выше с учетом соотношения:

$$\frac{P_{cvc}}{P_{IFC}} \approx \sqrt{\frac{m^2}{2\pi n\left(m-1\right)}} \cdot \left[m^{\frac{3p}{2-p}} \left(2e\right)^{\frac{2p}{2-p}} \right]^n,$$

что, очевидно, существенно превышает результат (13).

Заключение.

В представленной работе получены следующие результаты:

1) выполнен анализ структурных компонентов r-разрядных последовательностей с точки зрения длины серии из единиц k_v, определяющей отсутствие или наличие возможности формирования очередного субдинамического объекта;

2) на основе вероятностного анализа получено равенство для j_{av}- среднего числа последовательных пар объектов в выборке длиной $n \to \infty$ (3);

3) из (10) следует, что увеличение выборочной вероятности $\hat{p}$ наблюдения лебеговской меры ВП при $\mu = r$ приводит к уменьшению значения верхней границы вероятности пропуска ошибки за счет отсутствия перестановок в ВС на местах расположения регистрируемых ВП;

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

5) используя алгоритм перекодирования состояний в выборке, при $n \to \infty$, можно заключить, что полученные результаты будут справедливы и для любых пар соседних векторов состояний априори заданного вида.

Список литературы

[1] Баран Е.Д. О достоверности контроля двоичных последовательностей методом счета состояний // Автоматика и вычислительная техника. – 1982. – №6. – С. 66–70.

[2] Гордон Г., Надиг Х. Локализация неисправностей в микропроцессорных системах при помощи шестнадцатиричных ключевых кодов // Электроника. – 1977. – 5 №5. – С.89–96.

[3] Кобяк И.П. Теория внутрисхемного наблюдения СБИС с использованием автокорреляционных функций // Автоматика и вычислительная техника. – 2009. – № 2. – С. 37-46.

[4] Кобяк И.П. Производящая функция для распределения вероятностей наблюдения векторов переходов // Автоматика и вычислительная техника. – 2006. – № 6. – С. 60–67.

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

[6] Tootill J.P.R., Robinson W.D., Eagle D.J. An Asymptotically Random Tausworthe Sequences // Journal of the Association Computing Machinery. July 1973. – Vol. 30. –No. 3. – P. 469–481.

[7] Ярмолик В.Н. Построение многоканальных сигнатурных анализаторов // Автоматика и телемеханика. – 1985. – №1. – С.127–132.

[8] Ширяев А.Н. Вероятность. –М.: Наука. Глав. ред. физ.-мат. литературы, 1980.–575 с.

[9] Вентцель Е.С., Авчаров Л.А. Теория вероятностей и ее инженерные приложения. – М.: Наука. Глав. ред. физ.-мат. литературы, 1988. – 376 с.

ASYMPTOTICS FOR THE PROBABILITY OF ERROR SKIPPING 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 article discusses the method of identifying random processes with estimates of the likelihood of transition vectors. The ratio for one of the upper boundaries of the probability of a pro-start of an error corresponding to this algorithm when registering specified pairs of events in asymptotic tick is registered. The resulting ratio made it possible to compare the error levels generated by the method of observing transition vectors with known algorithms for the formation of control codes, such as an alarm analysis and the score of state vectors.

Keywords: block of vectors, subdominic objects, identification of sequences, probability of error skipping, signature analysis.