УДК 004.02

Я.М. КЛЯТЧЕНКО, В.П.ТАРАСЕНКО, О.В.ТАРАСЕНКО-КЛЯТЧЕНКО

МЕТОД ХАРАКТЕРИСТИЧНИХ ТАБЛИЦЬ ДЛЯ ОЦІНКИ ПОВНОЇ ДОСТОВІРНОСТІ (ВІРОГІДНОСТІ) КОМБІНАЦІЙНИХ СТРУКТУР В УМОВАХ ДЕТЕРМІНОВАНИХ ВХІДНИХ СПОТВОРЕНЬ

Анотація: У статті пропонується метод повної оцінки достовірності функціонування комбінаційних структур за допомогою характеристичних таблиць функції при наявності 1,2,3,...,n-кратних спотворень аргументів. Показано, що у випадках високої ймовірності детермінованих спотворень оцінки достовірності функціонування комбінаційних структур, які отримані відповідно до запропонованого методу, характеризуються більшою повнотою.

Аннотация: В статье предлагается метод полной оценки достоверности функционирования комбинационных структур с помощью характеристических таблиц функции при наличии 1,2,3,...,n-кратных искажений аргументов. Показано, что в случаях высокой вероятности детерминированных искажений оценки достоверности функционирования комбинационных структур, полученных согласно предложенному методу, характеризуются большей полнотой.

Abstract: The paper proposes a method fully estimates the reliability of functioning of the combinatorial structures with the characteristic features tables in the presence of 1,2,3 ,..., n-fold distortion of the arguments. It is shown that in cases of high probability of deterministic distortion estimation of reliability functioning of the combinatorial structures, obtained under the proposed method are more complete.

Вступ

Досить широко вживане як в побуті, політиці, так і в деяких технічних сленгах словосполучення «достовірність (вірогідність) інформації» при ближчому його вивченні з технічної точки зору виявляється некоректним, оскільки характеризує відношення суб'єкта до семантичного аспекту інформації (чи «достойна» або «гідна» віри інформація?), причому у суб'єкта цей аспект, як правило, формується інтуїтивно [1]. Однак семантичне наповнення інформації не може визначати стан технічних об'єктів і систем, що здійснюють її обробку і передачу. Тому щодо техніки доречно вести мову не про «достовірність (вірогідність) інформації», а про «достовірність (вірогідність) джерела інформації», маючи на увазі при цьому певну кількісну оцінку вказаної властивості. Найчастіше в техніці для цього використовують ймовірність правильного функціонування технічних засобів при заданих умовах роботи. Крім того, в сучасних умовах втрачає свою, раніш безумовну, аксіоматичність теза про те, що первісною причиною порушень нормальної роботи цифрових засобів є фізичні дефекти радіоелектронних компонент і зв'язків між ними [2]. Дійсно, до цього часу в імовірнісному аналізі правильного функціонування комбінаційних структур (КС) переважно використовувалась так звана модель Коуена-Винограда [3], за якою вхідна інформація вважалась такою, що не містить спотворень, сама КС вважалась ідеальною, а фактори, що викликали неправильну роботу, локалізувалися у «зашумленому» каналі зв'язку, послідовно з'єднаному з КС. Така модель загалом достатньо адекватно працювала на рівні окремого логічного елемента, коли причини неправильної роботи мали внутрішнє фізичне або технологічне походження [4,5].

Постановка задачі

В сучасних умовах все більшу вагу, особливо в системах і технологіях критичного застосування [6], набувають порушення нормальної роботи цифрових засобів, обумовлені дефектами програмного забезпечення (які, як правило, не мають випадкової природи) та спотвореннями самої інформації. В нових розробках цифрових структур їх комбінаційну частину найчастіше реалізують на основі програмованих логічних інтегральних схем (ПЛІС) [7]. Причинами неправильного функціонування пристроїв обробки інформації, виконаних на основі ПЛІС, найчастіше є: а) помилки при програмуванні структури ПЛІС; б) нештатне управління режимами ПЛІС; в) спотворення вхідної інформації як техногенного, так і умисного антропогенного походження, що часто можуть бути викликані атаками на інформацію [8]. Очевидно, що наслідки причин а) та б) можна мінімізувати ще на етапі проектування цифрової структури ретельним логічним моделюванням і перепрограмуванням ПЛІС, а також удосконаленням системи управління, зовнішньої відносно ПЛІС. Однак наслідки причин в) можуть проявлятися тільки в процесі функціонування ПЛІС. Тому наявність причин типу в) вимагає додаткового аналізу та оцінки ймовірності правильної роботи технічних пристроїв обробки інформації в умовах дії вхідних спотворень. Традиційні складові комплексного поняття надійності – безвідмовність, ремонтопридатність, довговічність, збережність, готовність, живучість тощо [9] – не охоплюють негативну дію перелічених вище факторів. Очевидно, що за таких обставин більш адекватною є інша модель аналізу достовірності (вірогідності) КС, коли дія негативних факторів враховується по кожному входу КС, яка сама по собі функціонує правильно (рис.1). Крім того, в такому разі коректно було б говорити про достовірність (вірогідність) джерела інформації або якоїсь цифрової функціональної структури взагалі, оцінюючи її технічний стан ймовірністю правильного функціонування цієї структури [2]. Повна оцінка достовірності (вірогідності) КС – така оцінка, яка враховує не тільки ймовірності появи неспотворених вхідних наборів сигналів, але і ймовірності формування правильних вихідних значень за наявності спотворених значень на вході (одиночних, подвійних, потрійних і т.д., врешті n-кратних спотворень, де n –число входів КС), а також враховує автокорекцію та взаємну

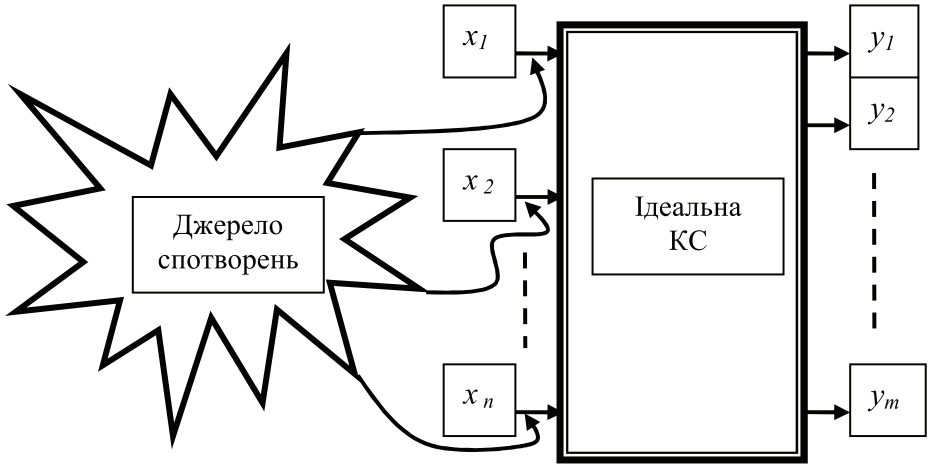

Рисунок 1- Пропонована модель для аналізу достовірності (вірогідності) КС

компенсацію спотворень [10]. Повна оцінка достовірності КС, по-перше, базується на теоремі про повну систему подій [11] та, по-друге, враховує можливості частково-правильного функціонування КС при наявності вхідних спотворень і подає ефект від цього в кількісній формі.

Метод розв’язку поставленої задачі

Основна ідея нижчевикладеного методу повної оцінки достовірності КС полягає в застосуванні апарату характеристичних таблиць [12] не лише до “зразкової” таблиці функції та таблиць функції при наявності однократних спотворень, але і до всіх інших таблиць функції при наявності 2,3, ...,n-кратних спотворень аргументів. Нехай КС реалізує деяке функціональне перетворення, що описується системою перемикальних функцій вигляду

$$\left.\begin{array}{l} y_1=f_1(x_1, x_2, \ldots, x_{n-1}, x_n), \\ y_2=f_2(x_1, x_2, \ldots, x_{n-1}, x_n), \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\ y_m=f_m(x_1, x_2, \ldots, x_{n-1}, x_n), \end{array}\right\} \quad (1)$$

де $x_i, y_i \in\{0,1\}, i=\overline{1,n},\ j=\overline{1,m}$. Далі, де можна, систему (1) будемо записувати у векторній формі як $\boldsymbol{Y} = \boldsymbol{F}(\boldsymbol{X})$, де $\boldsymbol{Y}=(y_1,y_2,\ldots,y_{m-1},y_m)$; $\boldsymbol{F}=(f_1,f_2,\ldots,f_{m-1},f_m)$; $\boldsymbol{X}=(x_1,x_2,\ldots,x_{n-1},x_n)$; $x_i,\ y_j \in \{0,1\}$; $i=\overline{1,n}$; $j=\overline{1,m}$. Детермінованим спотворенням цифри x_i вектора $\boldsymbol{X}$ будемо називати довільну заміну істинного значення цифри x_i на постійне (наприклад, 0 чи 1), інверсне чи ще яке-небудь значення із наперед відомої множини значень. Таке визначення детермінованого спотворення обумовлене характером переважних помилок у комп'ютерних системах [13] внаслідок константних несправностей в апаратних засобах, що є джерелами інформації, а також випадковими збоями, помилками округлення і трансформованими похибками послідовностей попередніх операцій [14]. Кількість можливих детермінованих спотворень цифр вектора $\boldsymbol{X}$ позначимо як b. Наприклад, найчастіше в роботі цифрових пристроїв зустрічаються спотворення цифр трьох типів: “константа 1”, “константа 0”, “інверсія”, тобто в такому випадку $b=3$. Будемо позначати далі як x_i^l ($l=\overline{0,b}$) цифру x_i із спотворенням типу l. Наприклад, $l=0$ означає відсутність будь-яких спотворень, $l=1$ означає спотворення типу “константа 1”, $l=2$ означає спотворення типу “константа 0”, $l=3$ означає спотворення типу “інверсія” і т.д. Очевидно, що правильне функціонування КС визначається системою функцій

$$\boldsymbol{F}(x_1^0, x_2^0, \ldots, x_{n-1}^0, x_n^0) \quad (2)$$

Однак внаслідок спотворень цифр вектора $\boldsymbol{X}$ функціональне перетворення $\boldsymbol{Y}=\boldsymbol{F}(\boldsymbol{X})$ може виконуватись і в наступних варіантах:

$$\left.\begin{array}{r} \text{1-й.}\ \boldsymbol{F}(x_1^0, x_2^0, \ldots, x_{n-1}^0, x_n^1), \\ \text{2-й.}\ \boldsymbol{F}(x_1^0, x_2^0, \ldots, x_{n-1}^0, x_n^2), \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\ b\text{-й.}\ \boldsymbol{F}(x_1^0, x_2^0, \ldots, x_{n-1}^0, x_n^b), \\ \text{10-й.}\ \boldsymbol{F}(x_1^0, x_2^0, \ldots, x_{n-1}^1, x_n^0), \\ \text{11-й.}\ \boldsymbol{F}(x_1^0, x_2^0, \ldots, x_{n-1}^1, x_n^1), \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\ bb\ldots bb\text{-й або } V\text{-}1\text{-й.}\ \boldsymbol{F}(x_1^b, x_2^b, \ldots, x_{n-1}^b, x_n^b). \end{array}\right\} \quad (3)$$

Кожен з цих варіантів, враховуючи систему (2), можна позначити послідовністю верхніх індексів при x_i, тобто цілим n-розрядним числом (що може приймати значення від $00…00$ до $bb…bb$) в позиційній однорідній системі числення з основою $b+1$. Наприклад, варіант $00…10$ відповідає спотворенню типу 1 на $n\text{-}1$-му вході КС, варіант $1b02$ – спотворенням типу 1 на 1-му вході, типу b на 2-му, типу 0 на 3-му і типу 2 на 4-му входах. Тому всього варіантів реалізації системи (1) може бути $V=(b+1)^n$. Загальна кількість функцій в системах (2) та (3) дорівнює $m(b+1)^n$. Далі з міркувань наочності процедур отримання різних оцінок, функції систем (2) та (3) зручно подавати в табличній формі. Таблиці функцій (2) назвемо зразковими таблицями, а функцій (3) – характеристичними таблицями. Отже, загальне число характеристичних таблиць для КС сягає $m(b+1)^n\text{-}m= =m((b+1)^n -1)$.

Поставимо у відповідність кожній цифрі x_i вектора $\boldsymbol{X}$ набір ймовірностей $\boldsymbol{p_i}=(p_{i0},p_{i1},…, p_{ib-1} ,p_{ib})$, де кожна компонента p_{il} $(i=1,n,\ l=0,b)$ є ймовірністю появи неспотвореного (у випадку $l=0$) та b спотворених значень x_i. При виконанні для кожного i нормуючої умови $p_{i0} +p_{i1} + … +p_{i\ b-1}+p_{i\ b}=1$ перелічені компоненти набору $\boldsymbol{p_i}$ відповідають всім $b+1$ можливим значенням x_i, що утворюють повну групу подій [11]. Тому можна записати, що ймовірності реалізації функцій системи (2) можна обчислити як

$$R_{j0}=p_{10}\,p_{20}…p_{n\text{-}10}\,p_{n0}\,,\ j=\overline{1,m}. \tag{4}$$

В свою чергу, ймовірності реалізації функцій системи (3) відповідно складають

$$\left.\begin{array}{l}
R_{j1}=p_{10}\,p_{20}…p_{n\text{-}10}\,p_{n1},\\
R_{j2}=p_{10}\,p_{20}…p_{n\text{-}10}\,p_{n2},\\
\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\\
R_{jl}=p_{10}\,p_{20}…p_{n\text{-}1\ 0}\,p_{nl},\\
R_{jl+1}=p_{10}\ p_{20}…p_{n\text{-}11}p_{n0},\\
R_{jl+2}=p_{10}\,p_{20}…p_{n\text{-}11}\,p_{n1},\\
\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\\
R_{jV\text{-}1}=p_{1l}\,p_{2l}…p_{n\text{-}1l}\,p_{n\ l},
\end{array}\right\} \tag{5}$$

З попереднього викладу ясно, що значення функцій системи (3) можуть частково або навіть повністю співпадати із значеннями функцій "зразкової" системи (2). У кожній з характеристичних таблиць для функцій $y_{j1},y_{j2},…,y_{jV\text{-}2},y_{jV\text{-}1}$ може виявитися по s_{jr}, $r=\overline{1,V\text{-}1}$ значень, що збігаються зі значеннями в "зразковій" таблиці для y_{j0}. Далі параметр s_{jr} будемо називати характеристичним числом. Очевидно, що $0\leq s_{jr}\leq 2^n$, крім того, $s_{jr}= 0$ означає повну розбіжність зразкової і характеристичних таблиць (тобто, для y_{j0} і y_{jr}), а $s_{jr}=2^n$ означає повний збіг таблиць для y_{j0} і y_{jr} (у зв'язку з цим можна вважати, що характеристичне число зразкової таблиці становить 2^n). Позначимо ймовірність отримання правильного значення y_j як $P\{\ y_j\}$. Тоді, виходячи з формули повної ймовірності [11], можна записати, що

$$\mathrm{P\{y_j\}= R_{j0} /(b+1)^n} + \sum_{r=1}^{V\text{-}1} \mathrm{s_{jr}\,R_{jr} /(2^n(b+1)^n),\ j=\overline{1,m}}. \tag{6}$$

У загальному випадку на входах КС можливі m(b+1)n станів, що утворюють повну групу подій. Очевидно, що з ростом b, m та, особливо, n це число також швидко зростає. Оскільки метод орієнтований на перебір усіх станів повної групи, то ця обставина знижує ефективність «ручної реалізації» цього методу (або навіть її унеможливлює). Однак «програмна реалізація» методу дає цілком прийнятні результати з практичної точки зору. Для КС в цілому ймовірність правильного функціонування дорівнює добутку ймовірностей одержання правильного результату на кожному з її виходів, тобто

$$P_{KC}=\prod_{j=1}^{m} P\{y_j\}. \tag{7}$$

Отже з вищевикладеного витікає наступна послідовність дій для оцінки вірогідності функціонування довільної КС.

1. Для заданої (наприклад, системою перемикальних функцій (1)) КС побудувати таблиці зразкових функцій (2).
2. Для заданої множини детермінованих спотворень і їх можливих комбінацій побудувати таблиці характеристичних функцій (3).
3. За формулою (4) оцінити достовірність реалізації кожної функції КС без врахування частково-правильної їх реалізації за наявності вхідних спотворень.

4. Поставити у відповідність кожній характеристичній таблиці ймовірності їх появи (5).
5. Шляхом порівняння зразкових і характеристичних таблиць підрахувати характеристичні числа s_{jr}, $r=\overline{1,V-1}$ для кожної характеристичної таблиці.
6. За формулою (6) оцінити достовірність кожної функції y_j КС.
7. За формулою (7) оцінити достовірність всієї КС.
8. Очевидно, що число характеристичних таблиць для кожної функції y_j на практиці можна дещо скоротити порівняно з $(b+1)^n$, орієнтуючись на кількісні дані про ймовірності p_{il} ($i=\overline{1,n}$, $l=\overline{0,b}$) .

Приклади

1. Спершу оцінимо $P\{y_j\}$ для КС, що реалізує n функцій рівнозначності двох аргументів $y_j=\bar{x}_{1j}\bar{x}_{2j}\vee x_{1j}x_{2j}$, тобто, $m=n$, причому на входах x_{1j} та x_{2j} КС з ймовірностями p_{j1},p_{j2},p_{j3} можливі детерміновані спотворення типів "константа 1", "константа 0", "інверсія". Тоді зразкова і всі 15 характеристичних таблиць матимуть вигляд, показаний на рис. 2 (зразкова таблиця займає верхній лівий кут, а значення функцій ***F***,

$s_{00}=4$		x_2^0		$s_{01}=2$		x_2^1		$s_{02}=2$		x_2^2		$s_{03}=0$		x_2^3	
		1	0			1	1			0	0			0	1
x_1^0	1	**1**	**0**	x_1^0	1	**1**	1	x_1^0	1	0	**0**	x_1^0	1	0	1
	0	**0**	**1**		0	**0**	0		0	1	**1**		0	1	0
$p_{10}p_{20}$				$p_{10}p_{21}$				$p_{10}p_{22}$				$p_{10}p_{23}$			
$s_{10}=2$		x_2^0		$s_{11}=2$		x_2^1		$s_{12}=2$		x_2^2		$s_{13}=2$		x_2^3	
		1	0			1	1			0	**0**			0	1
x_1^1	1	**1**	**0**	x_1^1	1	**1**	1	x_1^1	1	0	0	x_1^1	1	0	1
	1	1	0		1	1	**1**		1	**0**	0		1	**0**	**1**
$p_{11}p_{20}$				$p_{11}p_{21}$				$p_{11}p_{22}$				$p_{11}p_{23}$			
$s_{20}=2$		x_2^0		$s_{21}=2$		x_2^1		$s_{22}=2$		x_2^2		$s_{23}=2$		x_2^3	
		1	0			1	1			0	0			0	1
x_1^2	0	0	1	x_1^2	0	0	**0**	x_1^2	0	**1**	1	x_1^2	0	**1**	**0**
	0	**0**	**1**		0	**0**	0		0	1	**1**		0	1	0
$p_{12}p_{20}$				$p_{12}p_{21}$				$p_{12}p_{22}$				$p_{12}p_{23}$			
$s_{30}=0$		x_2^0		$s_{31}=2$		x_2^1		$s_{32}=2$		x_2^2		$s_{33}=4$		x_2^3	
		1	0			1	1			0	0			0	1
x_1^3	0	0	1	x_1^3	0	0	**0**	x_1^3	0	**1**	1	x_1^3	0	**1**	**0**
	1	1	0		1	1	**1**		1	**0**	0		1	**0**	**1**
$p_{13}p_{20}$				$p_{13}p_{21}$				$p_{13}p_{22}$				$p_{13}p_{23}$			

Рисунок 2 - Зразкова та характеристичні таблиці до прикладу 1

що співпадають із зразковою, набрані жирним шрифтом). Крім того, для кожної характеристичної таблиці вказані відповідні ймовірності вхідних спотворень та характеристичні числа. Із таблиць видно, що

$$P\{y_j\}=(4/64)p_{10}p_{20}+(2/64)(p_{10}p_{21}+p_{10}p_{22}+p_{11}p_{20}+p_{11}p_{21}+p_{11}p_{22}+p_{11}p_{23}+p_{12}p_{20}++p_{12}p_{21}+p_{12}p_{22}+p_{12}p_{23}+p_{13}p_{21}+p_{13}p_{22}+p_{13}p_{23}).$$

Надалі, для спрощення обчислень, приймаємо деякі припущення, що мають практичне підґрунтя [9,14], а саме: $p_{10}=p_{20}=p_0$, $p_{j1}=p_{j2}=p_{j3}=p_c$. За цих припущень попередня формула для $P\{y_j\}$ «згортається» до наступної:

$$P\{y_j\}=(1/16)p_0^2+(1/32)(4p_0p_c+9p_c^2).$$

З врахуванням нормуючої умови, що в цьому випадку має вигляд $p_0+3p_c=1$ або $p_c=(1-p_0)/3$, отримаємо

$$P\{y_j\}=(1/16)p_0^2+(1/96)(3-2p_0-p_0^2).$$

Подальші обчислення за формулою (7) принципових утруднень не викликають.

Порівняємо результати оцінки $P\{y_j\}$ запропонованим і відомим [2] методами. В останній формулі перший доданок відповідає достовірності КС, що оцінена тільки по ймовірностях відсутності вхідних спотворень, а другий доданок виражає абсолютний приріст $P\{y_j\}$ за рахунок частково-правильної роботи КС при наявності спотворень на входах. Тому відношення другого доданка до першого буде визначати відносний приріст достовірності $P\{y_j\}$, який позначимо як D:

$$D = ((1/96)(3\text{-}2p_0 - p_0^2)):((1/16)p_0^2)=(1/2)p_0^{-2}\text{-}(1/3)p_0^{-1})\text{-}(1/6)\ .$$

Дослідження залежності D від p_0 показує, що для $p_0 >>p_c$ (це характерно найчастіше для техногенних спотворень) відносний приріст D достовірності несуттєвий. Якщо ж ймовірності p_0 і p_c сумірні (що характерно для умисних антропогенних спотворень), то D може сягати десятків і сотень відсотків (табл.1).

Таблиця 1 – Залежність D від p_0 (до прикладу 1)

p_0	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	0,95	0,99
D,%	117	67,3	37	19	8,3	3,64	0,74

2. Далі розглянемо КС, що реалізує мажоритарну функцію трьох змінних $y=x_1x_2\vee x_1x_3\vee x_2x_3$ за умови, що на її входах можуть діяти тільки спотворення типу "константа 1". Зразкова і характеристичні таблиці для цього випадку приведені на рис. 3. Із цих таблиць маємо

$s_{000}=8$		x_2^0			
		1	1	0	0
x_1^0	0	**0**	**1**	**0**	**0**
	1	**1**	**1**	**1**	**0**
$p_{10}p_{20}p_{30}$		0	1	1	0
		x_3^0			

$s_{001}=6$		x_2^0			
		1	1	0	0
x_1^0	0	1	**1**	**0**	**0**
	1	**1**	**1**	**1**	1
$p_{10}p_{20}p_{31}$		1	1	1	1
		x_3^1			

$s_{010}=6$		x_2^1			
		1	1	1	1
x_1^0	0	**0**	**1**	1	**0**
	1	**1**	**1**	**1**	1
$p_{10}p_{21}p_{30}$		0	1	1	0
		x_3^0			

$s_{100}=6$		x_2^0			
		1	1	0	0
x_1^1	1	1	**1**	1	**0**
	1	**1**	**1**	**1**	**0**
$p_{11}p_{20}p_{30}$		0	1	1	0
		x_3^0			

$s_{011}=4$		x_2^1			
		1	1	1	1
x_1^0	0	1	**1**	1	1
	1	**1**	**1**	**1**	1
$p_{10}p_{21}p_{31}$		1	1	1	1
		x_3^1			

$s_{101}=4$		x_2^0			
		1	1	0	0
x_1^1	1	1	**1**	1	1
	1	**1**	**1**	**1**	1
$p_{11}p_{20}p_{31}$		1	1	1	1
		x_3^1			

$s_{011}=4$		x_2^1			
		1	1	1	1
x_1^1	1	1	**1**	1	1
	1	**1**	**1**	**1**	1
$p_{11}p_{21}p_{30}$		0	1	1	0
		x_3^0			

$s_{111}=4$		x_2^1			
		1	1	1	1
x_1^1	1	1	**1**	1	1
	1	**1**	**1**	**1**	1
$p_{11}p_{21}p_{31}$		1	1	1	1
		x_3^1			

Рисунок 3 – Зразкова та характеристичні таблиці до прикладу 2

$$P\{y\}=(8/64)\ p_{10}p_{20}\,p_{30} +(6/64)(p_{10}p_{21}\,p_{30}+ p_{10}p_{20}\,p_{31}+p_{11}p_{20}\,p_{30} +p_{10}p_{21}\,p_{31}+p_{11}p_{20}\,p_{31}+ +p_{11}p_{21}\,p_{30} +p_{11}p_{21}\,p_{31}).$$

Як і в попередньому прикладі припускаємо, що $p_{10}= p_{20}= p_{30}= p_0$, $p_{11} = p_{21}= p_{31}= p_c$, $p_0+ p_c=1$ або $p_c=1\text{-}\ p_0$. Після виконання необхідних підстановок отримаємо

$$P\{y\}=(8/64)\ p_0^3+(18/64)\,p_0^2p_c+(12/64)\,p_0p_c^2+(4/64)p_c^3=$$

$$=(1/8)p_0^3+(1/16)+(3/32)p_0^2-(5/32)\,p_0^3.$$

Отже, абсолютний приріст достовірності $P\{y\}$ за рахунок частково-правильної роботи КС при наявності спотворень на вході складає $(1/16)+(3/32)p_0^2-(5/32)\,p_0^3$, а відносний приріст становить

$$D = ((1/16)+(3/32)p_0^2-(5/32)p_0^3):((1/8)p_0^3)=(1/2)p_0^{-2}+(3/4)p_0^{-1}-(5/4)\ .$$

Дослідження цієї залежності D від p_0 ілюструє табл.2.

Таблиця 2 – Залежність D від p_0 (до прикладу 2)

p_0	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	0,95	0,99
D,%	425	231	127	66,3	27	12,2	2,2

Висновки

В загальному випадку формулу (6) важко дослідити на максимум функції $P\{y_j\}$, оскільки параметри V,b,p_{il} визначаються варіативними умовами дії детермінованих вхідних спотворень, а характеристичні числа s_{jr} визначаються виключно властивостями систем функцій ***F(X),*** що їх реалізує КС. Однак конкретизація всіх цих параметрів в наведених прикладах показує, що саме в умовах високої ймовірності детермінованих спотворень (тобто, за низької ймовірності p_{i0}) оцінки достовірності КС, отримані відповідно до вищевикладеного методу, характеризуються більшою повнотою (про це свідчить великий відносний приріст $P\{y_j\}$ при малих p_{i0}), оскільки враховують можливості частково-правильного функціонування КС за таких умов.

Література

1. Володарський Е.Т. Оценка влияния погрешности восприятия на достоверность диагностирования / Е.Т. Володарський, Е.Е. Кириченко// Технічна електродинаміка. – 2002.- Ч.2. -С.117-120.- (Тем. випуск «Проблеми сучасної електротехніки»).
2. Щербаков Н.С. Достоверность работы цифровых устройств/ Н.С. Щербаков; –М.: «Машиностроение», 1989. -224 с.
3. Виноград С., Надежные вычисления при наличии шумов / С. Виноград, Д.Коуэн –М.: «Наука», 1968, - 216 с.
4. Гриненко В.В. Методы оценки достоверности функционирования биномиальных цифровых устройств./ В.В.Гриненко– В кн. «Материалы 3-й МНК «Современные методы кодирования в электронных системах», изд-во СумГУ, 2004, с.24.
5. Левин В.И. Вероятностный анализ комбинационных схем и их надежность / В.И Левин //Известия АН СССР “Техническая кибернетика”, 1964, №6,с.105…116.
6. Харченко В.С. Критический компьютинг: единство науки, образования и производства в национальном и международном измерениях. / В.С. Харченко, А.А. Сиора, Н.Ф. Сидоренко, С.Н. Нечаусов // Інформаційні інфраструктури та технології, 2009, с. 30…37.
7. Кузелин М.О. Современные симейства ПЛИС фирмы XILINX / М.О. Кузелин, Д.А. Кнышев, В.Ю. Зотов –М.: «Горячая линия – Телеком», 2004, 440 с.
8. ДСТУ 3396.2-97. Захист інформації. Технічний захист інформації. Терміни і визначення.
9. Тарасенко В.П., Надійність комп’ютерних систем / В.П. Тарасенко, В.І. Корнійчук, А.Ю. Маламан, Ю.П. Черниченко -К.: вид-во «Корнійчук», 2000, - 256 с.
10. Тарасенко В.П. Метод оценки автокорректирующих свойств поразрядных логических операций/ В.П. Тарасенко, О.В. Тарасенко-Клятченко// Радиоэлектроника и информатика. -2001. - № 1(14). -С.83-86.
11. Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика/ В.Е. Гмурман – М.: «Высшая школа», 1998, - 480 с.
12. Тарасенко-Клятченко О.В. Сравнительный анализ корректирующий свойств переключательных функций. / О.В.Тарасенко-Клятченко// Правове нормативне та метрологічне забезпечення системи захисту інформації в Україні. Науково-технічний збірник. К.: 2002, вип. 5,, с.189-194.

13. Бондаренко М.Ф.,Проектирование и диагностика компьютерных систем и сетей / М.Ф. Бондаренко, Г.Ф. Кривуля, В.Г. Рябцев, С.О. Фрадков, В.И. Хаханов – К.: НМЦВО, 2000, -306 с.
14. Тарасенко В.П. Автокомпенсация трансформированных ошибок при суммировании неточных операндов / В.П. Тарасенко, О.В.Тарасенко-Клятченко // Электронное моделирование , 2001, т.23, №4, с.75…79.

Стаття надійшла до редакції 14.03.2011.

Відомості про авторів

Клятченко Ярослав Михайлович, ст.викладач кафедри спеціалізованих комп'ютерних систем НТУУ «КПІ»; 03056, Київ-56, пр.Перемоги, 37, корпус 15, к.104/1. Тел.(044) 454-94-92. E-mail: k_yaroslav@scs.ntu-kpi.kiev.ua

Тарасенко Володимир Петрович, доктор технічних наук, професор, завідувач кафедри спеціалізованих комп'ютерних систем НТУУ «КПІ»; 03056, Київ-56, пр.Перемоги, 37, корпус 15, к.102. Тел.(факс) (044) 236-32-02. E-mail: vtarasen@scs.ntu-kpi.kiev.ua.

Тарасенко-Клятченко Оксана Володимирівна, кандидат технічних наук, доцент кафедри спеціалізованих комп'ютерних систем НТУУ «КПІ»; 03056, Київ-56, пр.Перемоги, 37, корпус 15, к.104/3. Тел.(044) 454-94-92. E-mail: oxana@scs.ntu-kpi.kiev.ua