http://dx.doi.org/10.35596/1729-7648-2025-23-2-92-100

УДК 004.33.054

ПОСТРОЕНИЕ УПРАВЛЯЕМЫХ ВЕРОЯТНОСТНЫХ ТЕСТОВ С МАЛЫМ ЧИСЛОМ ТЕСТОВЫХ НАБОРОВ

В. Н. ЯРМОЛИК[1], В. В. ПЕТРОВСКАЯ[1], Н. А. ШЕВЧЕНКО[2]

[1]Белорусский государственный университет информатики и радиоэлектроники (Минск, Республика Беларусь)
[2]Дармштадтский технический университет (Дармштадт, Германия)

Аннотация. Рассмотрены вопросы тестирования вычислительных систем и их составных компонентов. Выделен и исследован класс управляемых вероятностных тестов с малым числом тестовых наборов. Представлен метод построения управляемых вероятностных тестов с заданным расстоянием Хэмминга, основой которого является одномерное масштабирование шаблонов, представляющих собой тесты малой разрядности. Предложено применение исчерпывающих и псевдоисчерпывающих тестов в качестве шаблонов для получения управляемых вероятностных тестов. Исследованы свойства формируемых тестов и подходы по их использованию в качестве альтернативы вероятностным тестам. Эффективность метода построения управляемых вероятностных тестов экспериментально проанализирована и подтверждена для случая тестирования запоминающих устройств на наличие в них сложных кодочувствительных неисправностей.

Ключевые слова: вероятностный тест, исчерпывающие и псевдоисчерпывающие тесты, тестовый набор, мера различия, расстояние Хэмминга.

Конфликт интересов. Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Для цитирования. Ярмолик, В. Н. Построение управляемых вероятностных тестов с малым числом тестовых наборов / В. Н. Ярмолик, В. В. Петровская, Н. А. Шевченко // Доклады БГУИР. 2025. Т. 23, № 2. С. 92–100. http://dx.doi.org/10.35596/1729-7648-2025-23-2-92-100

CONSTRUCTING CONTROLLED RANDOM TESTS WITH A SMALL NUMBER OF TEST PATTERNS

VYACHESLAV N. YARMOLIK[1], VITA V. PETROVSKAYA[1], MIKALAI A. SHAUCHENKA[2]

[1]Belarusian State University of Informatics and Radioelectronics (Minsk, Republic of Belarus)
[2]Darmstadt Technical University (Darmstadt, Germany)

Abstract. The article considers the issues of testing computing systems and their components. A class of controlled probabilistic tests with a small number of tests patterns is identified and studied. A method for constructing controlled probabilistic tests with a given Hamming distance is presented, the basis of which is one-dimensional scaling of templates representing tests of small bit depth. It is proposed to use exhaustive and pseudo-exhaustive tests as templates for obtaining controlled probabilistic tests. The properties of the generated tests and approaches to their use as an alternative to probabilistic tests are studied. The efficiency of the method for constructing controlled probabilistic tests is experimentally analyzed and confirmed for the case of testing memory devices for the presence of complex code-sensitive faults.

Keywords: probabilistic test, exhaustive and pseudo-exhaustive tests, test set, dissimilarity measure, Hamming distance.

Conflict of interests. The authors declare no conflict of interests.

For citation. Yarmolik V. N., Petrovskaya V. V., Shauchenka M. A. (2025) Constructing Controlled Random Tests with a Small Number of Test Patterns. *Doklady BGUIR*. 23 (2), 92–100. http://dx.doi.org/10.35596/1729-7648-2025-23-2-92-100 (in Russian).

Введение

Под управляемым вероятностным тестом (Controlled Random Test) понимают случайную тестовую последовательность, в которой очередной тестовый набор формируется случайным образом, но с учетом сгенерированных ранее предыдущих наборов. Таким образом, отличием управляемого формирования случайных тестовых наборов от процедуры построения вероятностных тестов (Random Test) [1, 2] является информация, извлекаемая в виде некоторых характеристик (метрик) из ранее сгенерированных тестовых наборов и используемая для получения очередного тестового набора [3, 4]. Для всех разновидностей управляемых вероятностных тестов, применяемых для тестового диагностирования цифровых устройств и программных приложений с n входами и пространством входных наборов, состоящим из 2^n двоичных наборов (векторов), справедливо следующее определение [2−4].

Определение 1. Управляемым вероятностным тестом $CRT = \{T_0, T_1, T_2, ..., T_{q-1}\}$ является тест, состоящий из сгенерированных случайным образом тестовых наборов $T_i = t_{i,0}, t_{i,1}, t_{i,2}, \ldots, t_{i,n-1}$ (где $t_{i,l} \in \{0, 1\}$, $l \in \{0, 1, 2, \ldots, n-1\}$, $i \in \{0, 1, 2, ..., q-1\}$) – таких, что характеристика/характеристики набора T_i удовлетворяют некоторому критерию/критериям по отношению к предыдущим наборам $T_0, T_1, T_2, ..., T_{i-1}$ формируемого CRT теста.

В качестве критериев отличия тестового набора T_i от ранее сформированных наборов T_0, T_1, T_2, …, T_{i-1} чаще всего используется расстояние Хэмминга (Hamming Distance) $HD(T_i, T_j)$ и декартово расстояние (Cortesian Distance) $CD(T_i, T_j)$ [2−5]. Идея синтеза тестов с заданным значением расстояния Хэмминга берет свое начало от первых публикаций по данной тематике, когда из вероятностного теста RT формировался управляемый вероятностный тест CRT. В пионерских работах констатировалось, что простейшим CRT является вероятностный тест, в котором исключено повторение одинаковых тестовых наборов [5]. В терминах расстояния Хэмминга это означает, что минимальное значение расстояния Хэмминга для такого теста равняется единице, т. е. $\min HD(T_i, T_j) = 1$. Таким образом, управляемый вероятностный тест приближается к исчерпывающему тесту (Exhaustive Test), в котором всевозможные тестовые наборы присутствуют в тестовой последовательности без их повторения [2, 6, 7]. Просматривается взаимосвязь вероятностных RT и исчерпывающих (ExT) тестов, промежуточное положение между которыми занимают CRT тесты.

Как уже отмечалось, $ExT(2^n)$ характеризуется отсутствием повторяющихся наборов, более того, он содержит всевозможные наборы, количество которых для двоичного случая равняется 2^n. Подобный тест можно представить как $CRT(q, h, n) = CRT(2^n, 1, n)$, состоящий из $q = 2^n$ тестовых наборов, представленных n двоичными символами, который характеризуется минимальным значением $h = \min HD(T_i, T_j)$, равным 1. Невозможность генерирования для реальных значений n всех 2^n наборов предопределила применение вероятностных тестов как эффективную аппроксимацию исчерпывающих тестов. Однако для RT присущ определяющий недостаток, связанный с большой временной сложностью, зависящей от количества тестовых наборов. Попытки уменьшения сложности RT предопределили появление большого числа методов генерирования CRT, в том числе на базе ExT [2, 8].

Синтез управляемых вероятностных тестов на базе исчерпывающих тестов

Идея применения ExT для синтеза $CRT(q, h, n)$ заключается в том, что тестовые наборы T_i разрядностью n бит управляемого вероятностного теста строятся на базе $ExT(2^r) = CRT(2^r, 1, r)$ меньшей разрядности ($r < n$), число которых определяется соотношением $Q_{ExT} = 2^r!$ [8]. Количество разрядов r используемого исчерпывающего теста определяет две весьма значимые характеристики формируемого CRT: во-первых, количество тестовых наборов q, равное 2^r, и, во-вторых, минимальное расстояние Хэмминга $h = \min HD(T_i,T_j) = \lfloor n/r \rfloor$ между двумя произвольными тестовыми наборами T_i и T_j управляемого вероятностного теста. Процедура построения $CRT(g, h, n)$ на базе исчерпывающих тестов для произвольной разрядности n двоичных тестовых наборов T_i и требуемого значения $\min HD(T_i, T_j)$ включает следующие этапы.

1. Вычисляется максимальное значение $r \in \{1, 2, 3, \ldots, n\}$, для которого выполняется неравенство $\min HD(T_i, T_j) \le \lfloor n/r \rfloor$, соответственно, количество q наборов в формируемом CRT будет равняться 2^r, а $HD(T_i, T_j) \ge \lfloor n/r \rfloor$ для всех $i \ne j \in \{0, 1, 2, \ldots, 2^r - 1\}$.

2. Значения каждого блока из произвольных непересекающихся r бит тестовых наборов T_0, T_1, T_2, …, T_{q-1} формируемого CRT устанавливаются равными двоичным кодам одного из $Q_{ExT} = 2^r!$ исчерпывающих тестов $ExT(2^r)$. Количество блоков определяется величиной $\lfloor n/r \rfloor$, а содержимое каждого блока будет соответствовать одному из $ExT(2^r)$.

3. Значения оставшихся $n - \lfloor n/r \rfloor r$ разрядов, которые не вошли в блоки по r бит, формируются случайным образом.

Приведем пример применения рассмотренной процедуры для синтеза управляемого вероятностного теста для $n = 16$ и $\min HD(T_i, T_j) = 5$.

1. На основании неравенства $\min HD(T_i, T_j) = 5 \le \lfloor n/r \rfloor = \lfloor 16/r \rfloor$ определяется значение $r = 3$, так как оно является максимальным значением для r из множества $\{1, 2, 3, …, 16\}$, при котором выполняется это неравенство. Соответственно формируемый тест будет состоять из $2^r = 2^3 = 8$ наборов и описываться как $CRT(8, 5, 16)$.

2. Величина $r = 3$ определяет количество наборов $ExT(2^r)$, равное $2^r = 8$, их разрядность ($r = 3$), а также число блоков $\lfloor n/r \rfloor = \lfloor 16/3 \rfloor = 5$ формируемого теста. Пять блоков, состоящих из непересекающихся разрядов тестовых наборов синтезируемого теста, объединяют, например, следующие их разряды: $t_{i,0}$, $t_{i,3}$, $t_{i,6}$; $t_{i,1}$, $t_{i,5}$, $t_{i,7}$; $t_{i,2}$, $t_{i,14}$, $t_{i,15}$; $t_{i,4}$, $t_{i,10}$, $t_{i,11}$ и $t_{i,8}$, $t_{i,9}$, $t_{i,13}$. Для каждого блока применяется один из исчерпывающих тестов $ExT(2^3)$, который задает значения соответствующих разрядов тестовых наборов формируемого теста. Значения разрядов $t_{i,0}$, $t_{i,3}$ и $t_{i,6}$ первого блока тестовых наборов T_0, T_1, T_2, …, T_7 устанавливаются равными двоичным кодам 000, 001, 010, 011, 100, 101, 110, 111, соответствующим наборам исчерпывающего теста $ExT(2^3)$, состоящего из последовательности восьмеричных чисел 0, 1, 2, …, 7. Для блока $t_{i,1}$, $t_{i,5}$ и $t_{i,7}$ использовалась обратная последовательность восьмеричных чисел. Для двух последующих блоков $t_{i,2}$, $t_{i,14}$, $t_{i,15}$ и $t_{i,4}$, $t_{i,10}$, $t_{i,11}$ применена последовательность кода Грея и такая же последовательность с обратным порядком наборов [2]. Пятый блок $t_{i,8}$, $t_{i,9}$, $t_{i,13}$ сформирован на базе значений последовательности Соболя [2].

3. Оставшийся $n - \lfloor n/r \rfloor r = 16 - \lfloor 16/3 \rfloor \cdot 3 = 1$ разряд, не вошедший в блоки из трех разрядов, индекс которого 12, задается случайным образом.

Результат синтеза управляемого вероятностного теста приведен в табл. 1, где для удобства визуального анализа каждый из блоков по три разряда представлен различными шрифтами.

Таблица 1. Управляемый вероятностный тест $CRT(8, 5, 16)$ с $\min HD(T_i, T_j) = 5$ и $n = 16$
Table 1. Controlled random test $CRT(8, 5, 16)$ with $\min HD(T_i, T_j) = 5$ and $n = 16$

T_i	$t_{i,0}$	$t_{i,1}$	$t_{i,2}$	$t_{i,3}$	$t_{i,4}$	$t_{i,5}$	$t_{i,6}$	$t_{i,7}$	$t_{i,8}$	$t_{i,9}$	$t_{i,10}$	$t_{i,11}$	$t_{i,12}$	$t_{i,13}$	$t_{i,14}$	$t_{i,15}$
T_0	0	**1**	*0*	0	***1***	**1**	0	**1**	**0**	**0**	***0***	***0***	***0***	**0**	*0*	*0*
T_1	0	**1**	*0*	0	***1***	**1**	1	**0**	**1**	**0**	***0***	***1***	***0***	**0**	*0*	*1*
T_2	0	**1**	*0*	1	***1***	**0**	0	**1**	**0**	**1**	***1***	***1***	***1***	**0**	*1*	*1*
T_3	0	**1**	*0*	1	***1***	**0**	1	**0**	**1**	**1**	***1***	***0***	***1***	**0**	*1*	*0*
T_4	1	**0**	*1*	0	***0***	**1**	0	**1**	**0**	**0**	***1***	***0***	***1***	**1**	*1*	*0*
T_5	1	**0**	*1*	0	***0***	**1**	1	**0**	**1**	**0**	***1***	***1***	***0***	**1**	*1*	*1*
T_6	1	**0**	*1*	1	***0***	**0**	0	**1**	**0**	**1**	***0***	***1***	***1***	**1**	*0*	*1*
T_7	1	**0**	*1*	1	***0***	**0**	1	**0**	**1**	**1**	***0***	***0***	***0***	**1**	0	*0*

Приведенная процедура и пример ее применения показывают, что результирующий CRT состоит из множества исчерпывающих тестов $ExT(2^r)$, каждый из которых определяет значения r разрядов его тестовых наборов. Рассмотренная процедура построения управляемых вероятностных тестов произвольной разрядности n двоичных наборов на базе $ExT(2^r) = CRT(2^r, 1, r)$ позволяет сформировать один из подобных тестов, общее количество которых определяется соотношением:

$$Q_{CRT} = (2^r!)^{\lfloor n/r \rfloor}. \tag{1}$$

В (1) не учтены вариации значений $n - \lfloor n/r \rfloor$ разрядов, не вошедших в блоки по r разрядов и задаваемых случайным образом, значения которых не определяют основные характеристики генерируемого теста. Независимо от соотношения величин r и n количество синтезируемых $CRT(2^r, \lfloor n/r \rfloor, n)$ достаточно велико. Действительно, предположив, что $r = n$, число тестов для этого случая будет равняться $Q_{CRT} = 2^n!$, а количество тестовых наборов q в таких тестах, описываемых как $CRT(2^n, 1, n)$, принимает большие значения, равные 2^n. Для второго крайнего случая, когда $r = 1$, общее количество $CRT(2^1, n, n)$ также велико и равняется 2^n, а сами тесты состоят только из двух наборов. Следует тметить, что для двух рассмотренных полярных случаев величина $h = \min HD(T_i, T_j)$ принимает диаметрально отличные значения 1 и n.

Управляемые вероятностные тесты на основе псевдоисчерпывающих тестов

Под псевдоисчерпывающими тестами $PExT(k, r)$ для r-разрядных двоичных тестовых наборов понимают тесты, соответствующие следующему определению [2, 6, 9, 10].

Определение 2. Псевдоисчерпывающий тест $PExT(k, r)$, где $k < r$, представляет собой множество двоичных наборов $T(k, r)$, обеспечивающих всевозможные 2^k двоичные комбинации на любых k из r разрядах его тестовых наборов.

$PExT(k, r)$ появились как альтернатива $ExT(2^r)$ в силу высокой временной сложности последних для реальных значений r. Подобные тесты характеризуются весьма важным свойством, которое, в отличие от тестов, построенных на основании ортогональных массивов, вместо ограничения точно один раз (exactly once) использует ограничение не менее одного раза (at least once) [2, 6, 9]. В результате было сформулировано понятие так называемых покрывающих массивов (covering arrays), применение которых гарантировало формирование на произвольных k из r разрядах всевозможных 2^k двоичных комбинаций не менее одного раза [2, 6, 9]. Одним из решений задачи синтеза так называемых универсальных псевдоисчерпывающих тестов является метод, основанный на применении тестовых наборов (векторов) заданного веса [10]. Традиционно под весом w двоичного набора понимают количество в нем единичных значений. Указанный метод основан на следующем утверждении [2, 10].

Утверждение 1. Множество r разрядных двоичных тестовых наборов $T(k, r)$ псевдоисчерпывающего теста $PExT_c(k, r)$ позволяет обеспечить всевозможные 2^k двоичные комбинации на любых $k < r$ из r произвольных разрядах наборов, если оно содержит все r разрядные наборы весом $w \le r$ таким, что $w = c \bmod (r - k + 1)$ для целого c, удовлетворяющего неравенству $0 \le c \le r - k$.

Важным следствием данного утверждения является существование $(r - k + 1)$ решений задачи построения псевдоисчерпывающего теста $PExT(k, r)$ [2, 10].

Пример 1. Рассмотрим случай, когда $r = 4$, а $k = 2$, что соответствует тесту $PExT(2, 4)$. Согласно Утверждению 1, значение c изменяется в пределах от 0 до $r - k = 4 - 2 = 2$. Это означает, что существует три решения задачи построения псевдоисчерпывающего теста $PExT(2, 4)$, которые определяются значениями 0, 1 и 2 константы c. Для $c = 0$, согласно Утверждению 1, тест $PExT_0(2, 4)$ содержит наборы, веса w которых удовлетворяют следующему линейному сравнению: $w = 0 \bmod 3$, где $w \le 3$. Решением приведенного сравнения являются значения $w = 0$ и $w = 3$, что свидетельствует о необходимости использования в тесте $PExT_0(2, 4)$ двоичных наборов весом 0 и наборов, имеющих вес 3. В результате тест $PExT_0(2, 4)$ для $c = 0$ будет включать набор 0000 и четыре набора 0111, 1011, 1101, 1110 с $w = 3$ (табл. 2).

Таблица 2. Примеры псевдоисчерпывающих тестов $PExT_c(2, 4)$
Table 2. Examples of pseudo-exhaustive tests $PExT_c(2, 4)$

	$c = 0$				$c = 1$				$c = 2$			
	$PExT_0(2, 4)$				$PExT_1(2, 4)$				$PExT_2(2, 4)$			
T_i	$t_{i,0}$	$t_{i,1}$	$t_{i,2}$	$t_{i,3}$	$t_{i,0}$	$t_{i,1}$	$t_{i,2}$	$t_{i,3}$	$t_{i,0}$	$t_{i,1}$	$t_{i,2}$	$t_{i,3}$
T_0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	1	0	0
T_1	0	1	1	1	0	1	0	0	0	1	1	0
T_2	1	0	1	1	0	0	1	0	0	0	1	1
T_3	1	1	0	1	0	0	0	1	1	0	1	0
T_4	1	1	1	0	1	1	1	1	0	1	0	1
T_5	–	–	–	–	–	–	–	–	1	0	0	1

Как видно из табл. 2, в зависимости от значения константы c псевдоисчерпывающие тесты имеют различное количество тестовых наборов, при этом основное свойство теста, а именно формирование на произвольных двух разрядах теста всех четырех двоичных комбинаций, сохраняется. Более того, для этих тестов выполняется важное условие, заключающееся в том, что для всех трех из них выполняется равенство $\min HD(T_i, T_j) = 2$.

Основываясь на приведенном примере, рассмотрим обобщение псевдоисчерпывающих тестов $PExT(2, 4)$ на случай тестов $PExT(2, r)$ произвольной разрядности $r > 2$. В соответствии с Утверждением 1 для $k = 2$ и произвольной разрядности $r > 2$ количество псевдоисчерпывающих тестов определяется числом значений константы c, принадлежащих диапазону, задаваемому неравенством $0 \le c \le r - 2$. Соответственно для $k = 2$ можно синтезировать $r - 1$ тест $PExT_c(2, r)$ для различных значений константы c. Основой для построения каждого из указанных тестов являются веса w тестовых наборов, определяемых для каждого значения $c \in \{0, 1, 2, \ldots, r - 2\}$, которые соответствуют решениям линейного сравнения $w = c \bmod (r - 1)$. Соответственно $PExT_0(2, r)$ будет включать один набор, состоящий из r нулей, вес w которого равен нулю, и r наборов, для каждого из которых $w = r - 1$. В качестве примера в табл. 2 приведен тест $PExT_0(2, r)$ для $r = 4$. Следующее решение линейного сравнения для $c = 1$ определяет два значения веса w, а именно $w = 1$ и $w = r$, которые определяют веса наборов для теста $PExT_1(2, r)$, пример которого для $r = 4$ приведен в табл. 2. Последующие $r - 3$ тесты (конкретно $PExT_2(2, r)$; $PExT_3(2, r)$; …; $PExT_{r-2}(2, r)$) задаются полным множеством наборов, вес которых определяется значением константы c и соответствует индексу теста. Для того же примера тест $PExT_2(2, 4)$ с индексом 2, синтезированный для $c = 2$, состоит из всего множества наборов с весом 2 (табл. 2). Количественно тесты $PExT_0(2, r)$ и $PExT_1(2, r)$ состоят из $r + 1$ наборов каждый, а все последующие тесты включают такое количество наборов, которое определяется числом сочетаний из n по c, например, количество сочетаний из 4 по 2 определяет число наборов, равное 6, для теста $PExT_2(2, 4)$, приведенного в табл. 2. Для любого псевдоисчерпывающего теста $PExT_c(2, r)$, $c \in \{0, 1, 2, \ldots, r - 2\}$, выполняется весьма важное свойство, сформулированное в Утверждении 2.

Утверждение 2. Для произвольного целого $r > 2$ и любого значения константы $c \in \{0, 1, 2, \ldots, r - 2\}$ псевдоисчерпывающий тест $PExT_c(2, r)$ имеет значение $\min HD(T_i, T_j) = 2$.

Доказательство. Первоначально рассмотрим случай, когда $c = 0$. Используя терминологию технической диагностики, тест $PExT_0(2, r)$ можно описать как тест, состоящий из r-разрядного двоичного набора T_0, представленного нулевыми значениями, и как тест «бегущий ноль», включающий наборы $T_1, T_2, T_3, \ldots, T_r$. Каждый из наборов теста «бегущий ноль» включает $r - 1$ единичных значений и одно нулевое, как это видно на примере теста $PExT_0(2, 4)$, приведенного в табл. 2. Учитывая, что $r > 2$, расстояние Хэмминга $HD(T_0, T_j)$, где $j \in \{1, 2, 3, \ldots, r\}$, между нулевым набором T_0 и произвольным набором T_j теста «бегущий ноль» составит $r - 1 \ge 2$. Значение $HD(T_i, T_j)$, $i \ne j \in \{1, 2, 3, \ldots, r\}$, между любыми двумя наборами теста «бегущий ноль» равняется двум, так как два их разряда с нулевыми значениями не совпадают. Таким образом, можно заключить, что при $c = 0$ для теста $PExT_0(2, r)$ выполняется равенство $\min HD(T_i, T_j) = 2$.

Для следующего значения константы $c = 1$ псевдоисчерпывающий тест $PExT_1(2, r)$ состоит из набора $T_0 = 111\ldots1$ и теста «бегущая единица», представленного наборами $T_1, T_2, T_3, \ldots, T_r$. Очевидно, что указанный тест состоит из инверсных значений наборов теста $PExT_0(2, r)$. Соответственно, используя свойство расстояния Хэмминга $HD(T_i, T_j) = HD\left(\overline{T_i}, \overline{T_j}\right)$, можно заключить, что и для $PExT_1(2, r)$ значение $\min HD(T_i, T_j)$ равняется 2. Все последующие тесты $PExT_2(2, r)$, $PExT_3(2, r)$, …, $PExT_{r-2}(2, r)$ включают наборы одного неизменного веса $w = c$, который определяется индексами 2, 3, …, $r - 2$ теста. Например, тест $PExT_2(2, r)$ состоит из всевозможных наборов, вес w которых равен 2. Поскольку $c \le r - 2$, в любом из указанных тестов будут присутствовать тестовые наборы, содержащие не менее двух нулевых значений, а их количество, так же, как и количество единичных, во всех наборах конкретного теста одинаково. Для отличающихся тестовых наборов $T_i \ne T_j$ одинакового веса, принадлежащего диапазону $2 \le w \le r - 2$, расстояние Хэмминга $HD(T_i, T_j) \ne 0$ в силу их отличия. Кроме того, $HD(T_i, T_j) \ne 1$, так как для двух наборов $T_i \ne T_j$ с одинаковым количеством единичных значений и не менее двух нулевых значений наборы T_i и T_j отличаются друг от друга как минимум в двух разрядах. Соответственно расстояние Хэмминга $HD(T_i, T_j) \ge 2$. Таким образом, для псевдоисчерпывающих тестов $PExT_2(2, r)$, $PExT_3(2, r)$, …, $PExT_{r-2}(2, r)$, как и для тестов $PExT_0(2, r)$, $PExT_1(2, r)$, справедливо $\min HD(T_i, T_j) = 2$. Что и требовалось доказать.

Для общего случая тесты $PExT_c(2, r)$ можно рассматривать как шаблоны $CRT(q_c, 2, r)$ для построения управляемых вероятностных тестов $CRT(q_c, 2 \cdot \lfloor n/r \rfloor, n)$, согласно методике, рассмотренной в предыдущем разделе статьи [8, 11]. Единственным отличием является вариативность количества q_c тестовых наборов в зависимости не только от разрядности r шаблона, но и от выбранного в качестве шаблона теста $PExT_c(2, r)$. Соответственно результирующий тест $CRT(q_c, 2 \cdot \lfloor n/r \rfloor, n)$ будет состоять из такого же количества наборов q_c, как и шаблон, использованный для его построения. Количество q_c вычисляется согласно соотношению:

$$q_c = \begin{cases} r+1, \text{ для } c = 0,\ c = 1; \\ \begin{pmatrix} r \\ c \end{pmatrix}, \text{ для } c = 2, 3, ..., r-2. \end{cases} \tag{2}$$

В качестве примера использования псевдоисчерпывающих тестов $PExT_c(2, r)$ как шаблонов рассмотрим случай, когда $r = 6$. В табл. 3 приведены примеры шаблонов $CRT(q_c, 2, 6)$ для указанного значения r.

Таблица 3. Примеры шаблонов на базе псевдоисчерпывающих тестов $PExT_c(2, 6)$
Table 3. Examples of templates based on pseudo-exhaustive tests $PExT_c(2, 6)$

$CRT(7, 2, 6) = PExT_0(2, 6)$	
T_0	000000
T_1	011111
T_2	101111
T_3	110111
T_4	111011
T_5	111101
T_6	111110

$CRT(7, 2, 6) = PExT_1(2, 6)$	
T_0	100000
T_1	010000
T_2	001000
T_3	000100
T_4	000010
T_5	000001
T_6	111111

$CRT(15, 2, 6) = PExT_2(2, 6) = PExT_4(2, 6)$			
T_0	110000	T_{10}	001010
T_1	101000	T_{11}	001001
T_2	100100	T_{12}	000110
T_3	100010	T_{13}	000101
T_4	100001	T_{14}	000011
T_5	011000		
T_6	010100		
T_7	010010		
T_8	010001		
T_9	001100		

$CRT(20, 2, 6) = PExT_3(2, 6)$			
T_0	111000	T_{10}	011100
T_1	110100	T_{11}	011010
T_2	110010	T_{12}	011001
T_3	110001	T_{13}	010110
T_4	101100	T_{14}	010101
T_5	101010	T_{15}	010011
T_6	101001	T_{16}	001110
T_7	100110	T_{17}	001101
T_8	100101	T_{18}	001011
T_9	100011	T_{19}	000111

Как видно из табл. 3, примеры шаблонов характеризуются различным количеством тестовых наборов q_c, число которых соответствует соотношению (2). Действительно, согласно (2), управляемый вероятностный тест $CRT(15, 2, 6)$, соответствующий псевдоисчерпывающим тестам $PExT_2(2, 6)$ и $PExT_4(2, 6)$, будет содержать $q_c = 15$ тестовых наборов, в то время как тесты, построенные на $PExT_0(2, 6)$ и $PExT_1(2, 6)$, состоят из 7 наборов. Данное обстоятельство так же, как и содержание шаблонов, состоящих из наборов с фиксированными весами, сопряжено с ограничениями при синтезе управляемых вероятностных тестов. Возможны две крайние ситуации. Первая – построение тестов $CRT(q_c, 2 \cdot \lfloor n/r \rfloor, n)$ с максимальным количеством тестовых наборов q_c, которые достигаются для $c = r/2$, если r четно, а также для $c = \lfloor r/2 \rfloor$ и $c = \lceil r/2 \rceil$ для нечетных r. Однако в этом случае структура тестовых наборов, а именно их неизменные веса, может существенно сказаться на обнаруживающей способности таких тестов. Вторая ситуация заключается в формировании $CRT(q_c, 2 \cdot \lfloor n/r \rfloor, n)$ с минимальным количеством тестовых наборов $q_c = r + 1$. В данном случае возможно построение теста, состоящего из наборов, веса которых принимают различные значения. Это достигается тем, что результирующий управляемый вероятностный тест $CRT(q_c, 2 \cdot \lfloor n/r \rfloor, n)$ строится с использованием шаблонов $CRT(q_c, 2, r)$ либо их фрагментов, состоящих из $r + 1$ наборов, для разных значений константы c. Здесь процедура построения управляемых вероятностных тестов $CRT(q_c, 2 \cdot \lfloor n/r \rfloor, n)$ на базе псевдоисчерпывающих тестов $PExT_c(2, r)$ для произвольной разрядности n двоичных наборов позволяет сформировать один из подобных тестов, общее количество которых определяется соотношением:

$$Q_{CRT} = \begin{cases} (2 \cdot (r+1)!)^{\lfloor n/r \rfloor}, \ r = 3; \\ \left(\left(2 + \sum_{c=2}^{r-2} \begin{pmatrix} \begin{pmatrix} r \\ c \end{pmatrix} \\ r+1 \end{pmatrix} \right) \cdot (r+1)! \right)^{\lfloor n/r \rfloor}, \ r > 3. \end{cases} \tag{3}$$

Как видно из (3), число управляемых вероятностных тестов, построенных на основании $PExT_c(2, r)$, велико. Пример одного из таких тестов для случая $n = 12$ и $r = 4$, построенного на основании тестов $PExT_c(2, 4)$ при c, равном 0, 1 и 2 (табл. 2), представлен в табл. 4.

Таблица 4. Управляемый вероятностный тест $CRT(5, 6, 12)$
Table 4. Controlled random test $CRT(5, 6, 12)$

$CRT(q_c, 2 \cdot \lfloor n/r \rfloor, n) = CRT(5, 6, 12)$												
T_0	1	1	0	1	1	0	0	0	0	1	0	1
T_1	1	1	1	0	0	0	1	0	0	1	1	0
T_2	1	0	1	1	0	1	0	0	1	0	0	1
T_3	0	0	0	0	1	1	1	1	1	0	1	0
T_4	0	1	1	1	0	0	0	1	1	1	0	0

Основываясь на минимальном количестве $q_c = 5$ наборов, первые четыре разряда теста $CRT(5, 6, 12)$ формируем путем перестановки наборов $PExT_0(2, 4)$, а последующие четыре генерируем с использованием $PExT_1(2, 4)$ (табл. 4). Остальные наборы определены пятью из шести наборов теста $PExT_2(2, 4)$, веса w которых равняются 2. Как видно из табл. 4, $\min HD(T_i, T_j)$ для теста $CRT(5, 6, 12)$ равняется 6.

Оценка эффективности применения управляемых вероятностных тестов

Эффективность управляемых вероятностных тестов традиционно принято сравнивать с эффективностью вероятностных тестов, состоящих из такого же количества тестовых наборов [2, 3]. Для запоминающих устройств (ЗУ) применение вероятностных тестов, состоящих из l наборов, позволяет достичь полноты покрытия $FC_{Test}(Fault, l)$ их неисправностей $Fault$, оцениваемой выражением из [8, 12]. В случае ЗУ случайный тестовый набор применяется в качестве начального состояния его ячеек, а под сложными их неисправностями понимаются кодочувствительные неисправности $PNPSFk$, где k обозначает количество произвольных ячеек, участвующих в неисправном поведении ЗУ емкостью n бит [2, 8, 12]. Известно, что независимо от первоначального состояния ЗУ полнота покрытия маршевого теста, например, MATS++, $FC_{\text{MATS++}}(PNPSFk, l)$, определяемая как отношение обнаруженных неисправностей к их общему числу, принимает постоянное значение. Для $PNPSF3$ это значение – $FC_{\text{MATS++}}(PNPSF3) = 25$ % [2, 8, 12]. Проанализирована способность l-кратного теста MATS++ обнаруживать неисправности $PNPSFk$ при использовании случайных состояний ячеек ЗУ (Random) и состояний, определяемых тестами $CRT(13, 2, 12)$, $CRT(7, 4, 12)$, $CRT(5, 6, 12)$. Указанные тесты являются результатом применения предлагаемой авторами статьи методики, рассмотренной в предыдущем разделе, и описываются как $CRT(13, 2, 12) = PExT_0(2, 12)$, $CRT(7, 4, 12) = PExT_0(2, 6) + PExT_1(2, 6)$, $CRT(5, 6, 12) = PExT_0(2, 4) + PExT_1(2, 4) + PExT_2(2, 4)$. Тест $CRT(5, 6, 12)$, состоящий из пяти тестовых наборов, представлен в табл. 5.

Таблица 5. Полнота покрытия $FC_{MATS++}(PNPSF3, l)$ (%) неисправностей $PNPSF3$
Table 5. The faults coverage $FC_{MATS++}(PNPSF3, l)$ (%) of $PNPSF3$ faults

T_i	T_0	T_1	T_2	T_3	T_4	T_5	T_6	T_7	...	T_{11}	T_{12}
Random	25	43,75	57,81	68,35	76,27	82,20	86,65	89,98	...	96,83	97,62
$CRT(13, 2, 12)$	25	32,95	37,50	41,67	45,83	50,00	54,17	58,33	...	75,00	100,00
$CRT(7, 4, 12)$	25	39,39	48,86	56,82	64,77	72,73	95,45	–	...	–	–
$CRT(5, 6, 12)$	25	44,32	59,09	72,35	90,15	–	–	–	...	–	–

Приведенные в табл. 5 результаты подтверждают гипотезу о существенном преимуществе управляемых вероятностных тестов над вероятностными тестами, заключающемся в большей эффективности обнаружения сложных неисправностей ЗУ, таких как $PNPSF3$. При сравнении рассматривается суммарная полнота покрытия для одинаковой длины q сравниваемых тестов. Заметно большая покрывающая способность наблюдается для малых значений r, когда q принимает небольшие величины. Например, как это видно из табл. 5, для построения теста $CRT(5, 6, 12)$, представленного в табл. 4, использовались псевдоисчерпывающие тесты для $r = 4$. В случае $CRT(7, 4, 12)$ $r = 6$, а для $CRT(13, 2, 12)$ – $r = 12$.

Заключение

1. Представлен метод построения управляемых вероятностных тестов на базе исчерпывающих и псевдоисчерпывающих тестов путем масштабирования исходных шаблонов до требуемой разрядности тестовых наборов.

2. На примере оперативного запоминающего устройства показана эффективность управляемых вероятностных тестов, построенных с применением подхода, предложенного авторами, по сравнению с вероятностными тестами.

3. Дальнейшие исследования целесообразно расширить в части свойств предложенного метода и его использования для различных задач тестового диагностирования вычислительных систем и их компонентов. Наиболее интересным представляется применение рассмотренного метода формирования управляемых вероятностных тестов для тестирования программного обеспечения.

Список литературы

1. Arcuri, A. Random Testing: Theoretical Results and Practical Implications / A. Arcuri, M. Z. Iqbal, L. Briand // IEEE Transactions on Software Engineering. 2011. Vol. 38, No 2. P. 258–277.
2. Ярмолик, В. Н. Контроль и диагностика вычислительных систем / В. Н. Ярмолик. Минск: Бестпринт, 2019.
3. A Survey on Adaptive Random Testing / R. Huang [et al.] // IEEE Transactions on Software Engineering. 2021. Vol. 47, No 10. P. 2052–2083.
4. Ярмолик, В. Н. Мера различия для управляемых вероятностных тестов / В. Н. Ярмолик, В. В. Петровская, Н. А. Шевченко // Доклады БГУИР. 2024. Т. 22, № 4. С. 76–83. https://doi.org/10.35596/1729-7648-2024-22-4-76-83.
5. Malaiya, Y. K. Antirandom Testing: Getting the Most Out of Black-Box Testing / Y. K. Malaiya // Proc. of International Symposium on Software Reliability Engineering. Toulouse, France, Oct. 24–27, 1995. P. 86–95.
6. Hartman, A. Problems and Algorithms for Covering Arrays / A. Hartman, L. Raskin // Discrete Mathematics. 2004. Vol. 284, No 1–3. P. 149−156.
7. Ярмолик, С. В. Итеративные почти псевдоисчерпывающие вероятностные тесты / С. В. Ярмолик, В. Н. Ярмолик // Информатика. 2010. Т. 26, № 2. С. 66–75.
8. Построение управляемых вероятностных тестов с заданным расстоянием Хэмминга / В. Н. Ярмолик [и др.] // Цифровая трансформация. 2024. Т. 30, № 4. С. 62–72. https://doi.org/10.35596/1729-7648-2024-30-4-62-72.
9. The Combinatorial Design Approach to Automatic Test Generation / D. M. Cohen [et al.] // IEEE Software. 1996. Vol. 13, No 5. P. 83–88.
10. Tang, D. T. Exhaustive Test Pattern Generation with Constant Weight Vectors / D. T. Tang, L. S. Woo // IEEE Transactions on Computers. 1983. Vol. C–32, No 12. P. 1145–1150.
11. Управляемые вероятностные тесты с фиксированным минимальным значением расстояния Хэмминга / В. Н. Ярмолик [и др.] // Информатика. 2025. Т. 22, № 1. С. 7–26.
12. Построение и применение маршевых тестов для обнаружения кодочувствительных неисправностей запоминающих устройств / В. Н. Ярмолик [и др.] // Информатика. 2021. Т. 18, № 1. С. 25–42. https://doi.org/10.37661/1816-0301-2021-18-1-25-42.

Поступила 26.01.2025 Принята в печать 24.02.2025

References

1. Arcuri A., Iqbal M. Z., Briand L. (2011) Random Testing: Theoretical Results and Practical Implications. *IEEE Transactions on Software Engineering*. 38 (2), 258–277.
2. Yarmolik V. N. (2019) *Computer Systems Testing and Diagnoses.* Minsk, Bestprint (in Russian).
3. Huang R., Sun W., Xu Y., Chen H., Towey D., Xia X. (2021) A Survey on Adaptive Random Testing. *IEEE Transactions on Software Engineering*. 47 (10), 2052–2083.
4. Yarmolik V. N., Petrovskaya V. V., Shauchenka M. A. (2024) Difference Measure for Controlled Random Tests. *Doklady BGUIR.* 22 (4), 76–83. https://doi.org/10.35596/1729-7648-2024-22-4-76-83 (in Russian).
5. Malaiya Y. K. (1995) Antirandom Testing: Getting the Most Out of Black-Box Testing. *Proceedings of International Symposium on Software Reliability Engineering, Toulouse, France, Oct. 24–27.* 86–95.
6. Hartman A., Raskin L. (2004) Problems and Algorithms for Covering Arrays. *Discrete Mathematics*. 284 (1–3), 149−156.

7. Yarmolik S. V., Yarmolik V. N. (2010) Iterative Near Pseudoexhaustive Random Tests. *Informatics*. 26 (2), 66–75 (in Russian).
8. Yarmolik V. N., Demenkovets D. V., Levantsevich V. A., Petrovskaya V. V. (2024) Design of Controlled Random Tests with the Given Hamming Distance. *Digital Transformation*. 30 (4), 62–72. https://doi.org/10.35596/1729-7648-2024-30-4-62-72 (in Russian).
9. Cohen D., Dalal S. R., Parelius J., Patton G. C. (1996) The Combinatorial Design Approach to Automatic Test Generation. *IEEE Software*. 13 (5), 83–88.
10. Tang D. T., Woo L. S. (1983) Exhaustive Test Pattern Generation with Constant Weight Vectors. *IEEE Transactions on Computers.* C–32 (12), 1145–1150.
11. Yarmolik V. N., Petrovskaya V. V., Demenkovets D. V., Levantsevich V. A. (2025) Controlled Random Tests with Fixed Minimal Hamming Distance. *Informatics*. 22 (1), 7−26 (in Russian).
12. Yarmolik V. N., Levantsevich V. A., Demenkovets D. V., Mrozek I. (2021) Construction and Application of March Tests for Pattern Sensitive Memory Faults Detection. *Informatics*. 18 (1), 25−42. https://doi.org/10.37661/1816-0301-2021-18-1-25-42 (in Russian).

Received: 26 January 2025

Accepted: 24 February 2025

Вклад авторов / Authors' contribution

Авторы внесли равный вклад в написание статьи / The authors contributed equally to the writing of the article.

Сведения об авторах

Ярмолик В. Н., д-р техн. наук, проф., проф. каф. программного обеспечения информационных технологий, Белорусский государственный университет информатики и радиоэлектроники (БГУИР)

Петровская В. В., магистр техн. наук каф. программного обеспечения информационных технологий, БГУИР

Шевченко Н. А., студ., Дармштадтский технический университет

Адрес для корреспонденции

220013, Республика Беларусь,
Минск, ул. П. Бровки, 6
Белорусский государственный университет
информатики и радиоэлектроники
Тел.: +375 29 769-96-77
E-mail: yarmolik10ru@yahoo.com
Ярмолик Вячеслав Николаевич

Information about the authors

Yarmolik V. N., Dr. Sci. (Tech.), Professor, Professor at the Department of Information Technology Software, Belarusian State University of Informatics and Radioelectronics (BSUIR)

Petrovskaya V. V., Master Sci. (Tech.) at the Department of Information Technology Software, BSUIR

Shauchenka M. A., Student, Darmstadt Technical University

Address for correspondence

220013, Republic of Belarus,
Minsk, P. Brovki St., 6
Belarusian State University
of Informatics and Radioelectronics
Tel.: +375 29 769-96-77
E-mail: yarmolik10ru@yahoo.com
Yarmolik Vyacheslav Nikolaevich