

**ПОРІВНЯЛЬНА ОЦІНКА ДОСТОВІРНОСТІ ДІАГНОСТУВАННЯ МЕТОДІВ
КОМПАКТНОГО ТЕСТУВАННЯ**

Розглядається новий підхід до аналізу достовірності діагностування методів компактного тестування. Такий підхід потребує розробки нових математичних співвідношень для визначення достовірності діагностування різних методів тестування.

Жердев Н.К., Креденцер Б.П., Кузавков В.В. Сравнительная оценка достоверности диагностирования методов компактного тестирования. Рассматривается новый подход к анализу достоверности диагностирования методов компактного тестирования. Такой подход нуждается в разработке новых математических соотношений для определения достоверности диагностирования разных методов тестирования.

N. Jerdev, B. Kredencer, V. Kuzavkov Consideration of a new approach to reliability analysis methods of diagnosing compact testing. This approach requires the development of new mathematical ratios to determine the reliability of diagnosing different testing methods.

Ключеві слова: компактне тестування, сигнатура.

Вступ.

Класична стратегія тестування цифрових схем (цифрових ТЕЗ) заснована на формуванні тестових послідовностей, які дозволяють виявляти задану множину їх несправностей. До класичних методів відносяться детермінований метод і метод випадкового пошуку. При цьому для проведення процедури тестування, як правило, зберігаються як самі тестові послідовності, так і еталонні вихідні реакції схем на їхній вплив. В процесі самої процедури тестування на підставі результатів порівняння реальних вихідних реакцій з еталонними реакціями ухвалюється рішення про технічний стан схеми, що перевіряється. При відповідності отриманих реакцій схеми з еталонними, вона вважається справною, інакше схема містить несправність і знаходиться в несправному стані.

Для низки схем, що випускаються в теперішній час, класичний підхід вимагає значних часових витрат як на формування тестових послідовностей, так і на процедуру тестування. Крім того, великі об'єми тестової інформації і еталонних вихідних реакцій припускають наявність складного обладнання для проведення тестового експерименту. У зв'язку з цим вартість і час, необхідні для реалізації класичного підходу, зростають швидше, ніж складність цифрових схем, для яких він використовується.

Тому, пропонуються нові методики побудови ПТ – методи компактного тестування, що дозволяють значно спростити як процедуру побудови тестових послідовностей, так і проведення тестового експерименту.

Основною властивістю методів компактного тестування є те, що в результаті їх застосування відтворюються послідовності дуже великої довжини. Тому на виходах цифрової схеми, що перевіряється, формуються її реакції, які мають таку саму довжину. При цьому, якщо для генераторів тестових послідовностей, формуючих лічильникові, випадкові і псевдовипадкові послідовності, не існує проблеми їх запам'ятовування і зберігання, то для вихідних реакцій кожної схеми така проблема має місце. Простіше рішення, яке дозволяє значно скоротити об'єм інформації про еталонні вихідні реакції, що зберігається, є отримання інтегральних оцінок, що мають меншу розмірність. Для цього використовуються наступні алгоритми:

1. Формування всіляких вхідних тестових наборів, тобто повного перебору двійкових комбінацій. Метод підрахунку переходів, метод підрахунку одиниць і ін. В результаті застосування подібного алгоритму генеруються так звані лічильникові послідовності.

2. Формування випадкових тестових наборів з необхідною імовірністю появи одиничного і нульового символів по кожному входу цифрової схеми.

3. Формування псевдовипадкових тестових послідовностей. Метод сигнатурного аналізу.

Основною властивістю розглянутих алгоритмів формування тестових послідовностей є те, що в результаті їх застосування відтворюються послідовності дуже великої довжини. Тому на виходах цифрової схеми, що перевіряється, формуються її реакції, які мають таку саму довжину.

При цьому, якщо для генераторів тестових послідовностей, формуючих лічильникові, випадкові і псевдовипадкові послідовності, не існує проблеми їх запам'ятовування і зберігання, то для вихідних реакцій кожної схеми така проблема має місце. Простіше рішення, яке дозволяє значно скоротити об'єм інформації про еталонні вихідні реакції, що зберігається, є отримання інтегральних оцінок, що мають меншу розмірність. Для цього використовуються різні алгоритми стиску даних [1].

В результаті їх застосування формуються компактні оцінки інформації, що стискається. Ці оцінки називають контрольними сумами, ключовими словами, синдромами або сигнатурами відповідних полюсів цифрової схеми, для яких використовується один з алгоритмів стиску даних.

Будь-який з даних методів отримання компактних оцінок дозволяє зменшити об'єм інформації, що стискається, в середньому в N раз [2]

$$N = \frac{l}{\text{int} \log_2 l},$$

де l – кількість двійкових змінних в бінарній послідовності; $\text{int}(l)$ – найближче ціле число, більше або рівне l .

Значне зменшення об'єму інформації, яку необхідно зберігати для проведення тестового експерименту є головною перевагою методів компактного тестування.

Основна частина.

Під достовірністю діагностування, для методів компактного тестування, розумітимемо імовірність виявлення помилки в потоці даних, що стискаються [2].

Це визначається тим, що коли певна несправність не виявляється у вихідних послідовностях схеми, то вона не може бути виявлена в результаті використання різних методів компактного тестування. Тому, якщо потік даних не несе інформації про несправність, то вона і не буде виявлена після його стиску [3]. Для оцінки достовірності діагностування методів компактного тестування використовуються різні підходи.

Найбільш широке застосування знайшли два методи.

Перший ґрунтується на визначенні кількості двійкових послідовностей з помилками, які стискаються в сигнатуру, і яка дорівнює сигнатурі послідовності без помилок. Для методу сигнатурного аналізу, в загальному випадку, процентна імовірність виявлення помилки в послідовності довжини l при використанні регістру зсуву довжини n визначається за формулою [4]

$$P(\%) = 100 - \frac{100[H(l-m)][2^{l-m} - 1]}{2^l - 1},$$

де H – крокова функція, $H(l-m) = \begin{cases} 0 & \text{при } l-m \geq 0; \\ 1 & \text{при } l-m < 0. \end{cases}$

При довжині регістра $m = 16$ похибка завжди менше 1×2^{-16} незалежно від l – довжини вхідної послідовності (коли значення l стає дуже великим, значення імовірності виявлення помилки наближається до 2^{-m}).

Це дозволяє з достовірністю $P_d = 0,999984$ сказати, що помилка, якщо вона присутня, може бути виявлена.

Для контролю шляхом підрахунку кількості переходів відповідна імовірність виявлення помилки в послідовності довжиною l визначається за формулою [89]:

$$P(\%) = 100 - \left[\frac{100}{2^l(2^l - 1)} \right] \sum_{r=0}^l \left[\frac{l!}{(l-r)!r!} \right] \left[\frac{l!}{(l-r)!r!} - 1 \right],$$

де r – фіктивна змінна. Значення даної функції росте із зростанням l .

Графік імовірності виявлення помилок в послідовності довжини l різними методами стиснення даних показаний на рисунку 1.

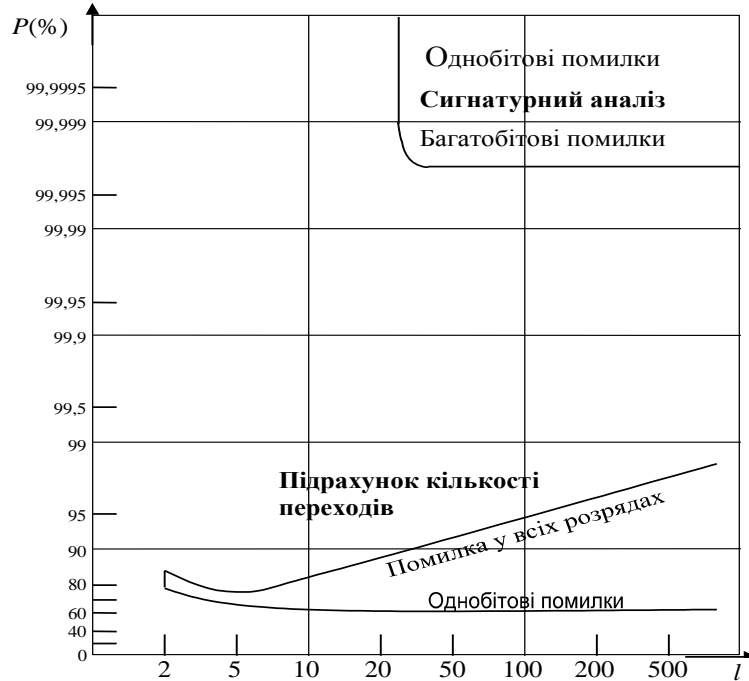


Рис. 1. Імовірності виявлення помилок різними методами стиснення даних

Другий метод порівняння полягає в оцінці ефективності того або іншого методу компактного тестування з використанням його розподілу імовірності P^μ невиявлення помилки залежно від її кратності, де l – довжина послідовності, яку аналізують. Вказану імовірність невиявлення помилки кратності μ знаходимо таким чином [1]:

$$P^\mu = P_v^\mu P_n^\mu, \quad (1)$$

де P_v^μ – імовірність виникнення помилки кратності μ ; P_n^μ – імовірність невиявлення виниклої помилки кратності μ (визначається як відношення кількості помилок кратності μ , що не виявляються, до загальної кількості можливих помилок з μ невірних символів в послідовності з довжиною, яка дорівнює l).

Значення P_v^μ у виразі (1) визначається видом цифрової схеми, що перевіряється, множиною можливих її несправностей, а також типом тестових послідовностей. Причому, розподіл імовірності P_v^μ може мати абсолютно довільний вигляд і значно змінюватися залежно від виниклої несправності, виду схеми і тестової послідовності. В той же час, імовірність P_n^μ невиявлення виниклої помилки кратності μ характеризується тільки методом компактного тестування. Тому для різних методів залежно від їх розподілу ймовірностей P_n^μ можуть бути отримані оцінки достовірності контролю цифрової схеми у вигляді розподілу P^μ (1).

Аналіз даного виду розподілу дозволяє ухвалити рішення про доцільність застосування того або іншого методу компактного тестування. Причому, для спрощення алгоритму ухвалення рішення слід використовувати компактнішу характеристику, наприклад сумарну

імовірність невиявлення помилки, що обчислюється, як арифметичну суму величин, що становлять P^μ :

$$P_n = \sum_{\mu=1}^l P^\mu = \sum_{\mu=1}^l P_v^\mu P_n^\mu. \quad (2)$$

В даному випадку величина P_n характеризує той або інший метод компактного тестування для цілком конкретного розподілу ймовірностей P_v^μ виникнення несправностей залежно від її кратності, а не для деякого його гіпотетичного допущення.

Розглянемо методику проведення порівняння методів компактного тестування на прикладі сигнатурного аналізу, методу підрахунку одиниць і тривіального методу, заснованого на виборі в якості сигнатури будь-яких m з l біт. Спочатку для кожного із вказаних методів визначимо розподіл імовірності P_n^μ .

Для випадку сигнатурного аналізу [1], розподіл імовірності P_n^μ визначається відповідно до виразу:

$$P_n^1 = P_n^2 = 0;$$

$$P_n^\mu = \frac{1}{2^m - \mu} [1 - P_n^{\mu-1} - (\mu - 1)P_n^{\mu-2}]; \quad (3)$$

де $\mu = 3, 4, \dots, 2^m - 1$.

Відповідно, для $m = 4, 5$ і 6 , (m – розрядність регістру зсуву), розподіл імовірності P_n^μ приймає вигляд, який наведено на рисунку 2. З аналізу рисунку видно, що вже при $m = 7$ розподіл імовірності P_n^μ для сигнатурного аналізу можна вважати практично рівномірним, а значення P_n^μ для $\mu \in \{3, 4, 5, \dots, 2^m - 2\}$, рівними $1/2^m$.

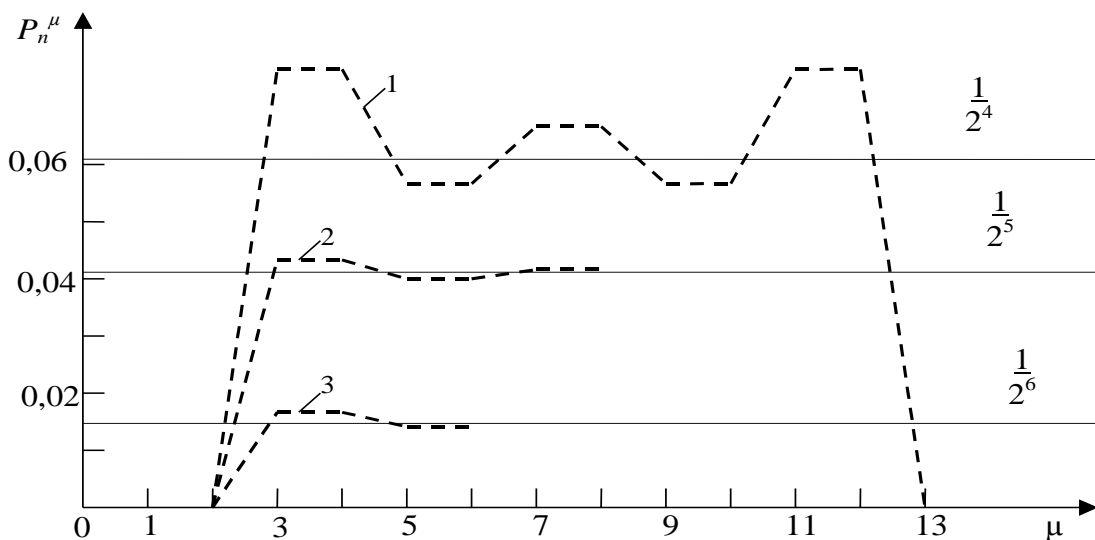


Рис. 2. Розподіл імовірності P_n^μ невиявлення помилки кратності μ методом сигнатурного аналізу:
1. $m = 4$; 2. $m = 5$; 3. $m = 6$

Таким чином, можна зробити висновок, що помилки кратності $\mu \in \{3, 4, 5, \dots, 2^m - 2\}$, що

виникли в послідовності даних завдовжки $2^m - 1$ для $m > 7$, виявлятимуться сигнатурним аналізатором з однаковою імовірністю, яка дорівнює $1 - 1/2^m$.

Крім того, необхідно відзначити, що одиночні і подвійні помилки виявляються з імовірністю 1, а помилки, що складаються з $2^m - 1$ невірних біт, є такими, що не виявляються [1].

У разі використання методу підрахунку одиниць, значення сигнатури визначається числом r одиничних символів в аналізованій послідовності, яке може приймати значення від 0 до l , де l приймається рівним $l = 2^m - 1$.

При цьому, для $\mu = 2k + 1, k = 0, 1, \dots, 2^{m-1} - 1$, тобто для непарних значень μ , всі помилки будуть виявлені методом рахунку одиниць, оскільки зміна непарної кількості символів завжди приводить до зміни сигнатури [1].

Значення останньої залишається без зміни і відповідно помилка не виявляється тільки у тому випадку, коли зміна сигнатури однієї її складовою компенсується дією іншої. Імовірність P_n^μ невиявлення μ – кратних помилок в аналізованій послідовності, що складається з r одиниць, визначається виразом:

$$P_n^\mu = \frac{C_r^{\mu/2} C_{2^{m-1}-r}^{\mu/2}}{C_{2^m-1}^\mu}, \mu = 2k, k = 1 \dots \omega, \quad (4)$$

де $\omega = r$, якщо $r \in \{1, 2, 3, \dots, 2^m - 1\}$;

$\omega = 2^m - 1 - r$ якщо $r \in \{2^{m-1}, 2^{m-1} + 1, 2^{m-1} + 2, \dots, 2^m - 2\}$;

$P_n^\mu = 0$ якщо $\mu = 0$ або $\mu = 2^m - 1$ [1].

Аналіз отриманого виразу показує, що для методу підрахунку одиниць, значення імовірності, подібно як і для методу підрахунку переходів, є функцією, залежною від кратності μ можливої помилки і виду еталонної послідовності, тобто від представленої в ній кількості одиниць r .

Тому залежність значень, що характеризують розподіл імовірності невиявлення помилок кратності μ , вибирається з сімейства залежностей для різних r .

Залежності розподілу імовірності P_n^μ для методу підрахунку одиниць при еталонній послідовності, що складається з $r = 3$ одиниць і містить $l = 2^4 - 1, 2^5 - 1$ та $2^6 - 1$ символів, приведені на рис. 3.

Аналіз даних залежностей показує нерівномірність закону розподілу імовірності, яка зростає із збільшенням значення m , що визначає довжину послідовності, що стискається.

Для методу, заснованому на виборі й аналізу в якості сигнатури будь-яких m з l аналізованих біт, кількість невиявлених помилок кратності μ , визначається як C_{l-m}^μ , а загальне число можливих помилок визначається як C_l^μ . Тоді значення імовірності P_n^μ для $l = 2^m - 1$ прийме вид:

$$P_n^\mu = \frac{C_{2^{m-1}-m}^\mu}{C_{2^m-1}^\mu} = \frac{(2^m - 1 - m)!(2^m - 1 - \mu)!}{(2^m - 1 - m - \mu)!(2^m - 1)!}, \quad (5)$$

де $\mu = 1 \dots 2^m - 1 - m$.

Для $\mu \in \{2^m - m, 2^m - m + 1, \dots, 2^m - 1\}$ імовірність $P_n^\mu = 0$.

Залежність розподілу імовірності P_n^μ для $m = 4, 5$ і 6 , наведено на рисунку 4, аналіз якого показує їх нерівномірність при $m \rightarrow \infty$. Так, максимальна різниця P_n^μ буде дорівнювати:

$$\max_{m \rightarrow \infty} \Delta P = P_n^1 - P_n^{2^m - m} = \frac{2^m - 1 - m}{2^m - 1}.$$

Для чималих значень m останній вираз практично дорівнює одиниці.

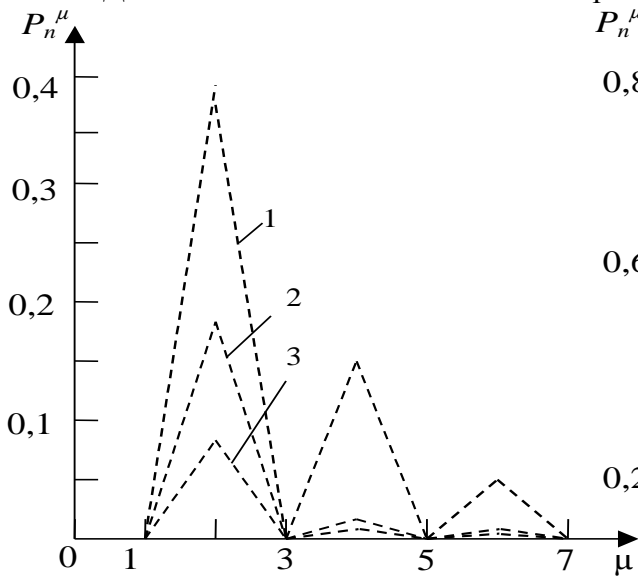


Рис. 3. Розподіл імовірності P_n^μ невиявлення помилки кратності μ методом підрахунку одиниць: 1. $m = 4, r = 3$; 2. $m = 5, r = 3$; $m = 6, r = 3$.

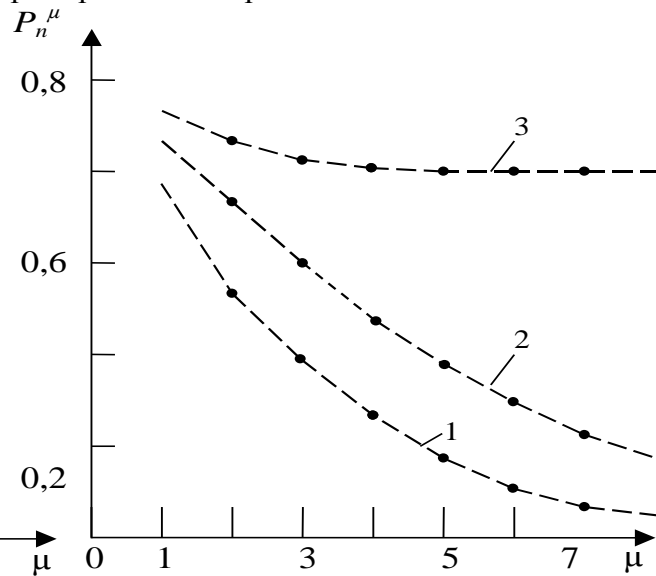


Рис. 4. Розподіл імовірності P_n^μ невиявлення помилки кратності μ методом, заснованим на виборі і аналізі сигнатури будь-яких m з l біт: 1. $m = 4$; 2. $m = 5$; $m = 6$.

Висновки.

Таким чином, отримані розподіли ймовірностей P_n^μ для різних методів компактного тестування (вирази (3), (4) і (5)), дозволяють провести порівняльний аналіз даних методів на підставі співвідношення (2) і обґрунтувати доцільність використання одного з них для контролю певної цифрової блока.

Порівняння різних методів виявило переваги методу сигнатурного аналізу. Застосування даного методу доцільне у поєднанні з іншими методами діагностування [5].

ЛІТЕРАТУРА

1. Казьмина С.К. Компактное тестирование // Автоматика и телемеханика. – 1982. – № 3. – С. 173 – 187.
2. Шабанов А.А., Хамидулин Р.Р. Контактные устройства для контроля изделий микроэлектроники. – М.: Радио и связь, 1985. – 128 с.
3. Пинн К. Внутрисхемные испытания с применением сигнатурного анализа // Электроника. – 1979. – № 11. – С. 64 – 70.
4. Малышенко Ю.В., Чипулис В.П., Шаршунов С.Г. Автоматизация диагностирования электронных устройств. – М.: Энергоатомиздат, 1986. – 216 с.
5. Кондратьев В.В., Малахин Б.Н. Автоматизация контроля цифровых функциональных модулей. – М.: Радио и связь, 1990. – 152 с.