

УДК 681.335

ОЦІНКА ЕФЕКТИВНОСТІ СИСТЕМ ПОКОМПОНЕНТНОГО ДІАГНОСТУВАННЯ ЦИФРОВИХ ПРИСТРОЇВ

Т.О. Савчук, С.В. Юхимчук

Вінницький державний технічний університет

Під ефективністю системи діагностування розуміють ступінь пристосованості реалізованих у системі методів і засобів до розв'язання задачі визначення технічного стану об'єкта діагностування й пошуку в ньому дефектів [1]. Для оптимізації цих методів та засобів необхідно правильно сформулювати задачу, що ними виконується, і основну мету оптимізації. Таким чином, знаходження оптимального рішення виявляється пов'язане з вибором критеріїв ефективності й розробкою методик оцінки ефективності по цих критеріях. Обрані критерії повинні враховувати найбільш важливі показники якості роботи систем діагностування [2, 3].

Використаємо такий критерій ефективності СПД [3]:

$$E_h = \frac{\bar{h} - \bar{h}^*}{\bar{h}} = \frac{\sum_{i=1}^n (\bar{h}_i - \bar{h}_i^*)}{\sum_{i=1}^n \bar{h}_i} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{\ell} (\bar{h}_i^j - \bar{h}_i^{*j})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{\ell} \bar{h}_i^j}, \quad (1)$$

де \bar{h}_i, \bar{h}_i^* - середня кількість дефектів i -го виду ($i = \overline{1, n}$) в ЦУ, відповідно, до та після здійснення операцій діагностування; $\bar{h}_i^j, \bar{h}_i^{*j}$ - середня кількість дефектів i -го виду елементів j -го типу ($j = \overline{1, \ell}$) в ЦП, що діагностується, відповідно, до та після операцій діагностування; n - число видів дефектів в ЦП; ℓ - число типів елементів ЦУ. Середня кількість \bar{h}_i дефектів i -го виду в об'єкті діагностування може бути визначена таким чином:

$$\bar{h}_i = \sum_{j=1}^{\ell} \bar{h}_i^j = \sum_{j=1}^{\ell} |d^j| p_i(d^j) = |d| p_i(d), \quad (2)$$

де $|d^j|$ - кількість елементів j -го типу в об'єкті дослідження; $p_i(d^j)$ - ймовірність виникнення у об'єкті діагностування дефектів i -го виду елементів j -го типу; $|d|$ - загальна кількість елементів в об'єкті дослідження; $p_i(d)$ - ймовірність виникнення в ЦП, що діагностується, дефектів i -го виду, яку можна визначити як:

$$p_i(d) = \frac{1}{|d|} \sum_{j=1}^{\ell} |d^j| p_i(d_j). \quad (3)$$

Значення

$$p_i(d^j) = \frac{\bar{h}_i^j}{|d^j|} \quad (4)$$

визначаються експериментально на основі статистичних даних конкретного виробництва.

Середня кількість дефектів i -го виду ЦП після проведення експерименту складе:

$$\bar{h}_i^* = \sum_{j=1}^{\ell} \bar{h}_i^{*j} = \sum_{j=1}^{\ell} |d_j| p_i(d_j) (1 - p(\bar{h}_i^j)) = |d| p_i(d) (1 - p(\bar{h}_i)), \quad (5)$$

де $p(\bar{h}_i^j)$ - ймовірність викриття дефектів i -го виду елементів j -го типу; $p(\bar{h}_i)$ - загальна ймовірність викриття присутніх в об'єкті дослідження дефектів i -го виду, що визначається з

(5) як:

$$p(\hbar_i) = 1 - \frac{\sum_{j=1}^{\ell} |d_i| p_i(d_i) (1 - p(\hbar_i^j))}{\sum_{j=1}^{\ell} |d_j| p_i(d_j)} \quad (6)$$

Теоретична оцінка значень $p(\hbar_i^j)$ і $p(\hbar_i)$, що є одним з найважливіших характеристик систем діагностування, виконується для кожного конкретного поєднання ЦП, що досліджується, та засобів діагностування. У зв'язку з тим, що цей процес викликає значні ускладнення, як оціночні звичайно використовують експериментальні дані, отримані на конкретному виробництві.

Враховуючи викладене вище, вираз (1) прийме вигляд:

$$E_{\hbar} = \frac{\hbar - \hbar^*}{\hbar} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{\ell} |d_j| p_i(d_j) p(\hbar_i^j)}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{\ell} |d_j| p_i(d_j)} \quad (7)$$

В табл.1 наведені експериментальні дані результатів діагностування партії (300 штук) ЦП, що містять 40 ЦІС, 20 опорів, 15 ємностей, 5 діодів та 2 транзистори, які отримані з використанням системи покомпонентного діагностування АСПД-2. В даному випадку критерій ефективності у відповідності з (1) складе $E_{\hbar} = 0,87$, що добре узгоджується з експериментальними даними. Ймовірність виникнення помилок типу невиявленої відмови $p_{nv}^{\delta}(t_1, t_2)$ чи помилкової відмови $p_{nv}^{\delta}(t_1, t_2)$, тобто помилок I та II роду, в серії γ діагностичних експериментів, що проводяться в часовий інтервал (t_1, t_2) для δ -го елемента цифрового пристрою, який досліджується, можна визначити як [3, 4, 5]:

$$p_{nv}^{\delta}(t_1, t_2) = 1 - \prod_{s=1}^{\gamma} (1 - p_{nv}^s(t_1, t_2)), \quad (8)$$

$$p_{nv}^{\delta}(t_1, t_2) = 1 - \prod_{s=1}^{\gamma} (1 - p_{nv}^s(t_1, t_2)). \quad (9)$$

Величини $p_{nv}^s(t_1, t_2)$ і $p_{nv}^s(t_1, t_2)$, що входять до складу (8) й (9), знаходяться, як правило, за допомогою спеціальних монограм [3]. Проте ці монограми дозволяють визначити ймовірність появи помилок I і II роду без обліку асиметрії поля допуску на параметри, що вимірюються, й за якими судять про знаходження елемента ЦП, що діагностується, в нормі. Врахувати асиметрію поля допуску дозволяють отримані в [5] аналітичні вирази. При некорельованих параметрах, що контролюються, наявності похибки їх вимірювання, відсутності систематичної похибки вимірювання, ймовірність появи помилкової відмови визначається співвідношенням [5]:

$$p_{nv}^s(t_1, t_2) = A \left[\exp\left(-\frac{(r - r^*)^2}{2G(t_1, t_2)^2}\right) - \exp\left(-\frac{(kr - r^*)^2}{2G(t_1, t_2)^2}\right) \right], \quad (10)$$

де k - коефіцієнт асиметрії поля допуску; r - нормоване поле допуску на параметр, що вимірюється; значення величин A, r^*, G для різних значень нормованої випадкової похибки результатів діагностування і відношення нормованих систематичної та випадкової похибок результатів діагностування елементів ЦП, наведені в [5]. Слід відзначити, що умови, при яких отримано вираз, є типовими у практиці [3, 5]. При тих же умовах ймовірність появи невиявленої відмови складе:

$$p_{нс}^s(t_1, t_2) = A \left[\exp\left(-\frac{(-r - r^*)^2}{2G(t_1, t_2)^2}\right) - \exp\left(-\frac{(-kr - r^*)^2}{2G(t_1, t_2)^2}\right) \right]. \quad (11)$$

Результати діагностування

Таблиця 1

Вид дефекту/тип елемента	Загальна Кількість	\hbar_i^j	\hbar_i^{*j}
Виробничі дефекти:	-	259	5
Короткі замикання	214500	204	1
Обриви	66600	16	0
Помилкова установка елементів:	-	18	1
-опори	6000	5	1
-ємності	4500	2	0
-діоди	1500	1	0
-транзистори	600	1	0
-ЦІС	12000	9	0
Пропуск елементів:	-	4	0
-опори	6000	2	0
-ємності	4500	1	0
-діоди	1500	1	0
-транзистори	600	-	-
Помилкова орієнтація елементів:	-	17	1
-ємності	4500	2	1
-транзистори	600	1	0
-діоди	1500	2	0
-ЦІС	12000	12	0
Дефектні елементи:	-	57	19
-опори	6000	3	0
-ємності	4500	8	0
-діоди	1500	3	0
-транзистори	600	1	0
-ЦІС	12000	42	19
Дефекти функціонування:	-	23	20
-транзистори	600	1	1
-діоди	1500	1	0
-ЦІС	12000	21	19

Знаходження $p_{нс}^s(t_1, t_2)$ та $p_{нс}^s(t_1, t_2)$ за допомогою виразів (10) і (11) вимагає простих, але громіздких обчислень. Крім того, практичне використання виразів (10) й (11) вимагає знання величин (t_1, t_2) . Для зручності їх застосування в інженерній практиці побудовані графіки залежностей $p_{нс}^s(t_1, t_2) = F_1(z_s)$ і $p_{нс}^s(t_1, t_2) = F_2(z_s)$ для різних значень k й наведені на рис.1

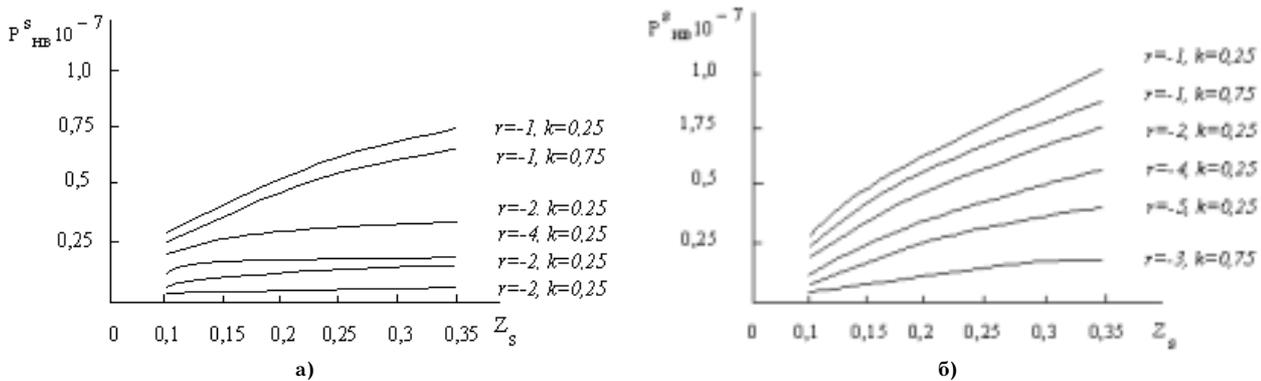


Рис.1. Графіки залежностей $p_{нс}^s(t_1, t_2) = F_1(z_s)$ (а) і $p_{нс}^s(t_1, t_2) = F_2(z_s)$ (б) для різних значень k та r

(z_s - нормована випадкова похибка результатів діагностування при проведенні s -го діагностичного експерименту). З графіків видно, що з ростом коефіцієнта асиметрії, ймовірності $p_{не}^s(t_1, t_2)$ і $p_{не}^s(t_1, t_2)$ зменшуються, та $p_{не}^s(t_1, t_2) < p_{не}^s(t_1, t_2)$ при фіксованому r .

Оскільки система діагностування повинна забезпечити високу точність збору інформації про технічний стан ЦП для прийняття рішення, то максимальне значення нормованої випадкової похибки z_s обмежується значенням 0,1 [5]. Отримані при $0 < z_s \leq 0,1$ значення $p_{не}^s(t_1, t_2)$ та $p_{не}^s(t_1, t_2)$ підтверджують високу вірогідність інформації про технічний стан ЦП, що діагностується.

Враховуючи (8) і (9), можна обчислити значення ймовірності знаходження δ -го елемента ЦП в нормі [6]:

$$p^\delta(t_1, t_2) = \frac{(1 - p_{не}^\delta(t_1, t_2)) \cdot p_o^\delta(t_1, t_2)}{(1 - p_{не}^\delta(t_1, t_2)) p_o^\delta(t_1, t_2) + (1 - p_o^\delta(t_1, t_2)) p_{не}^\delta(t_1, t_2)}, \quad (12)$$

де $p_o^\delta(t_1, t_2)$ - ймовірність знаходження δ -го елемента в нормі до початку процесу діагностування.

Таким чином, для різноманітних варіантів побудови систем покомпонентного діагностування в залежності від застосованих методик й алгоритмів, що лежать в основі реалізації основних вузлів означених систем, за допомогою (2) – (12), можна визначити числове значення параметра (1). При цьому оптимальним алгоритмом є той, що складає найбільше значення критерію ефективності (1).

Література

1. Байда Н.П., Месюра В.И., Роик А.М. Самообучающиеся анализаторы производственных дефектов РЭА. – М.: Радио и связь, 1991. –256с.
2. Кузьмин И.В., Кедрус В.А. Основы теории информации и кодирования. –К.: Вища школа, 1986. –238с.
3. Кузьмин И.В. Оценка эффективности и оптимизация АСКУ. –М.: Советское радио, 1971.-296с.
4. Кузьмин И.В., Ключко В.И., Явна А.А. Элементы вероятностных моделей АСУ. –М.: Сов.радио, 1975. –366с.
5. Дунаев Б.Б. Точность измерений при контроле качества.–К.:Техніка, 1981. –160с.
6. Зыков А.А. Теория конечных графов.– Новосибирск: Наука, 1989.–542с.

УДК621.317.39

МЕТОД ВИМІРЮВАННЯ ПРОТЯЖНОСТІ ІМПУЛЬСНИХ ПРОЦЕСІВ ТА АНАЛІЗ ЙОГО МАТЕМАТИЧНИХ ОСНОВ

Ю.В. Шабатура, М.Б. Тригуб, Ю.В. Бугайов

Вінницький державний технічний університет

Вступ

Як відомо, час є не тільки однією з основних фізичних величин, його можна розглядати і як філософську категорію, оскільки нам невідомі об'єкти, які існували б поза часом, так само як і позбавлені будь-якого змісту трактування часу поза простором. Час як фізична величина є досить багатограним поняттям, однак у технічних аспектах застосування його частіше всього використовують як четверту координату, що визначає положення об'єкта в чотиривимірному континуумі. Особливість часу як координатної осі насамперед в тому, що в нормальних умовах (за винятком релятивістських випадків) він є абсолютно об'єктивним і незалежним чинником. Крім того, час як об'єкт вимірювання має цілий ряд унікальних властивостей, серед яких можна виділити одномірність, однорідність і нескінченність. Це дозволяє вважати його дуже зручною величиною для еквівалентного представлення інших фізичних величин.