абонентів міста та обсяг наданих послуг. Запропонована мережа на основі потоків STM-1 і STM-4 сьогодні задовольняє вимоги щодо пропускної здатності та дає можливість її модернізації із збільшенням потоків відповідно до STM-4 і STM-16 у вузлах і використання резервних оптичних волокон магістральних кабелів або резервного кільця при різкому зростанні навантаження мережі в часи “пік”.

1. Слепов Н. Н. Принципы плезиохронной и синхронной цифровых иерархий (PDH и SDH). Сети,1995, №9. С. 90-101. 2. Слепов Н.Н. Синхронные цифровые сети. Nokia Telekomunications. М., 1998. С. 140-152. 3. ITU-T Recomendation G.782. Types and General Characteristics of Synchronous Digital Hierarchy (SDH) Equipment (1990, Revised 1.94). 4. ITU-T Recomendation G.783. General Characteristics of Synchronous Digital Hierarchy (SDH) Multiplexing Equipment (1990, Revised 1.94).

УДК. 621.3.019.3(075)

О. Лазько, Л. Недоступ, Ю. Бобало
Національний університет “Львівська політехніка”,
кафедра теоретичної радіотехніки та радіовимірювань

ОЦІНКА БЕЗВІДМОВНОСТІ СУМІСНОЇ РОБОТИ КОМПОНЕНТІВ РАДІОЕЛЕКТРОННИХ ПРИСТРОЇВ

Обґрунтовано підхід до розв’язання задачі оцінки безвідмовності при сумісній роботі компонентів. Запропоновано вирази для визначення ймовірності відмови при різноманітних комбінаціях розподілів вхідних та вихідних параметрів.

Безвідмовність при сумісній роботі компонентів системи забезпечується певними співвідношеннями їх вхідних і вихідних параметрів (рис.1). Залежно від особливостей їх сумісного функціонування ці співвідношення можуть визначатися рядом умов, наприклад [1]:

$$x_{\text{вих к-1}} < x_{\text{вх к}};$$
$$x_{\text{вих к-1}} \approx x_{\text{вх к}}; \qquad (1)$$
$$x_{\text{вих к-1}} > x_{\text{вх к}}.$$

Виконання задачі забезпечення безвідмовності сумісно працюючих компонентів у процесі проектування та виготовлення оцінюється відповідними імовірностями:

$$P_{\text{вз}} = P(X_{\text{вих к}-1} < X_{\text{вх к}}),$$
$$P_{\text{вз}} = P(X_{\text{вих к}-1} \approx X_{\text{вх к}}),$$
$$P_{\text{вз}} = P(X_{\text{вих к}-1} > X_{\text{вх к}}),$$

за загальних умов

$$\forall X_{\text{вих к}-1} \in \{X^{\text{д}}_{\text{вих к}-1}\}$$
$$\forall X_{\text{вх к}} \in \{X^{\text{д}}_{\text{вх к}}\}$$

де $X^{\text{д}}_{\text{вих к}-1}$ і $X^{\text{д}}_{\text{вх к}}$ – допустимі значення параметрів.

Перше з наведених співвідношень є характерним для компонентів, один з яких є джерелом завад, пульсацій тощо. Наприклад, компонент $П_{к-1}$ є вторинним джерелом живлення для $П_к$. Пульсація напруги живлення $x_{вих\ к-1}$ не повинна перевищувати величину $x_{вх\ к}$ і має бути якомога меншою. Ця умова також застосовується для двійкових компонентів, коли $x_{вих\ к-1}$ є джерелом сигналу рівня логічного нуля або логічної одиниці, кодуючих, декодуючих, запам’ятовуючих та інших пристроїв.

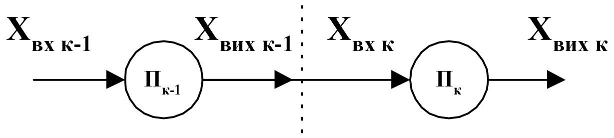

Рис.1. Сумісна робота двох компонентів схеми

Друге співвідношення між вхідними і вихідними параметрами двох компонентів характерне для аналогових схем з фіксованими рівнями цих параметрів, а також для системи, де потрібно узгодження за потужністю.

Третій вираз є умовою надійної сумісної роботи пристроїв дискретної дії, з яких перший виробляє імпульс керування для другого.

Для серійного виробництва характерним є використання елементної бази зі значним розкидом параметрів. Тому вхідні і вихідні параметри компонентів $П_{к-1}$ і $П_к$ необхідно розглядати як множини $\{x_{вих\ к-1}\}$ і $\{x_{вх\ к}\}$, які також повинні задовольняти відповідні умови [1]. Імовірності безвідмовної роботи та імовірності відмови $P_б$ і $P_в$ таких пристроїв визначаються так [3]:

$$P_б=P(\{x_{вих\ к-1}\}\ \bar{\cap}\ \{x_{вх\ к}\})\ \text{при}\ x_{вих\ к-1,i} \lessgtr x_{вх\ к,i},\ i=\overline{1,n}\ ;$$

$$P_в=P(\{x_{вих\ к-1}\} \cap \{x_{вх\ к}\})\ \text{при}\ x_{вих\ к-1,i} \lessgtr x_{вх\ к,i},\ i=\overline{1,n}\ ; \qquad (2)$$

$$P_б=P(\{x_{вих\ к-1}\} \cap \{x_{вх\ к}\})\ \text{при}\ x_{вих\ к-1i} \approx x_{вх\ кi}\ ;$$

$$P_в=P(\{x_{вих\ к-1}\}\ \bar{\cap}\ \{x_{вх\ к}\})\ \text{при}\ x_{вих\ к-1i} \approx x_{вх\ кi}\ .$$

Найскладнішою для виконання є друга умова (1), бо повний перетин множин $\{x_{вих\ к-1}\}$ і $\{x_{вх\ к}\}$ вимагає для забезпечення надійної роботи компонентів $П_{к-1}$ і $П_к$ ще й рівності $x_{вих\ к-1i}$ і $x_{вх\ кi}$. Останнє передбачає індивідуальний підбір цих компонентів з відповідними значеннями вхідних і вихідних параметрів, що значно ускладнює технологічний процес збирання і регулювання виробів. Тому цю умову схемними способами намагаються звести до першої або третьої, використовуючи регулювальні пристрої.

Надійність системи в складі компонентів $П_{к-1}$ і $П_к$ можна визначити для апріорі відомих законів розподілу їх вхідних і вихідних параметрів. Ці розподіли описуються функціями щільності $f(x_{вих\ к-1})$ і $f(x_{вх\ к})$.

Необхідно зазначити, що сьогодні не існує загальноприйнятого підходу до розв’язання цієї задачі і тому її розв’язують, встановлюючи максимальне значення імовірності відмови або імовірності безвідмовної роботи, як, наприклад, в [1,2,3,4].

Максимальне значення імовірності відмови $P_в$ для першої умови (1) визначається площею заштрихованої фігури – рис. 2, а.

$$P_в=P(\{x_{вих\ к-1}\} \cap \{x_{вх\ к}\}) = \int_a^b f(x_{вх\ к})dx + \int_b^c f(x_{вих\ к-1})dx. \qquad (3)$$

Виходячи з цього, імовірність безвідмовної роботи визначають очевидним виразом

$$P_б=P(\{x_{вих\ к-1}\}\overline{\cap}\{x_{вх\ к}\})=1-P_в. \quad (4)$$

Для нормальних розподілів $x_{вих\ к-1}$ і $x_{вх\ к}$ імовірність $P_в$ визначається за допомогою функції Лапласа

$$P_в=\Phi\left(\frac{b-m_{x_{вх\ к}}}{\sigma_{x_{вх\ к}}}\right)-\Phi\left(\frac{a-m_{x_{вх\ к}}}{\sigma_{x_{вх\ к}}}\right)+\Phi\left(\frac{c-m_{x_{вих\ к-1}}}{\sigma_{x_{вих\ к-1}}}\right)-\Phi\left(\frac{b-m_{x_{вих\ к-1}}}{\sigma_{x_{вих\ к-1}}}\right), \quad (5)$$

де $m_{x_{вих\ к-1}}$, $m_{x_{вх\ к}}$, $\sigma_{x_{вих\ к-1}}$, $\sigma_{x_{вх\ к}}$ – математичні очікування і середні квадратичні відхилення вихідних і вхідних параметрів компонентів $П_{к-1}$ і $П_к$.

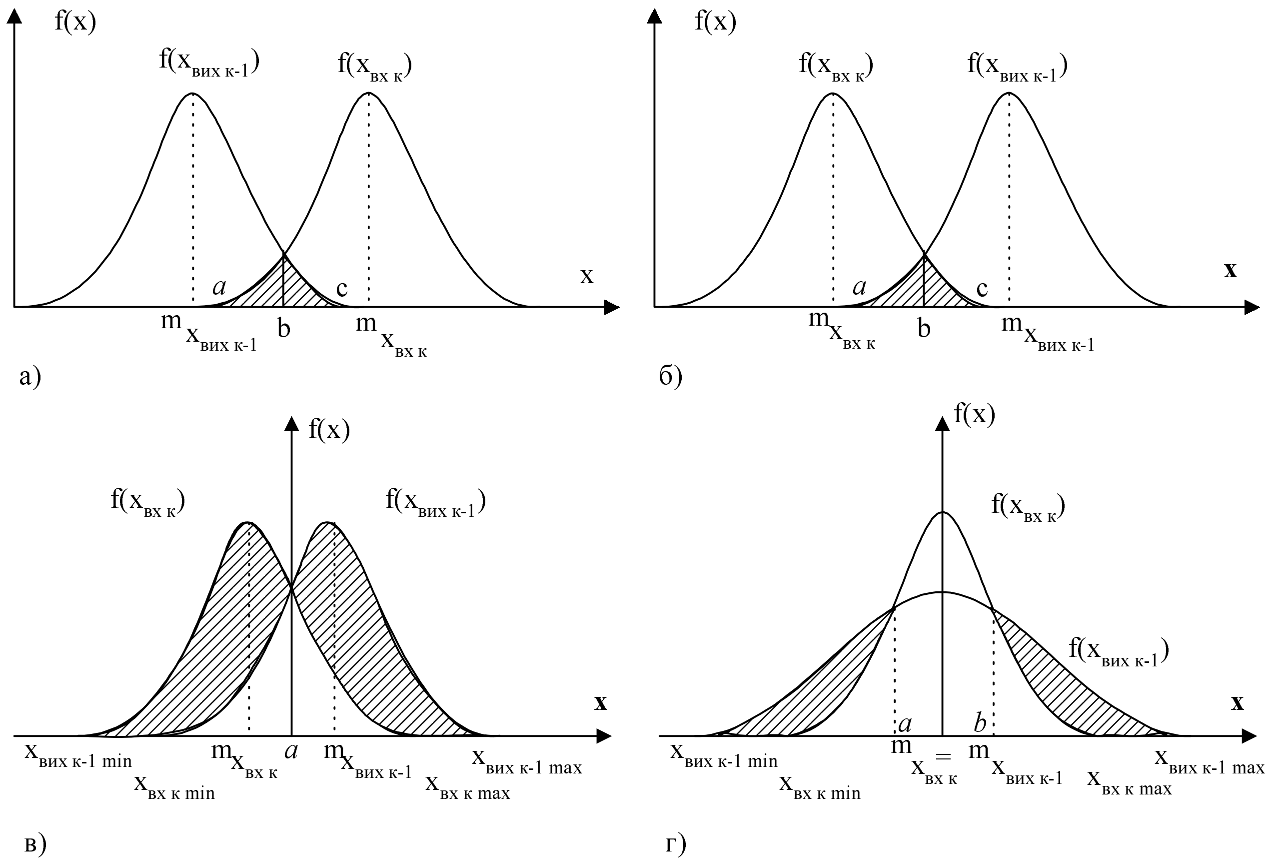

Рис. 2. Визначення імовірності виникнення відмови $P_в$:
а) при деякому порушенні умови $x_{вих\ к-1}<x_{вх\ к}$; б) при деякому порушенні умови $x_{вих\ к-1}>x_{вх\ к}$;
в) при $m_{xвх\ к}\neq m_{xвих\ к-1}$, $\sigma_{xвх\ к}=\sigma_{xвих\ к-1}$. г) $m_{x_{вх\ к}}=m_{x_{вих\ к-1}}$, $\sigma_{x_{вх\ к}}\langle\sigma_{x_{вих\ к-1}}$

Відзначимо, що покладене в основу такого підходу традиційне припущення про нормальність розподілів параметрів компонентів значно спрощує задачі статистичного аналізу, але, як показано проведеними дослідженнями, призводить до суттєвих похибок [2,3,4]. Здебільшого ці розподіли відрізняються від нормальних. Вони характеризуються асиметричністю та гостровершинністю, які оцінюються коефіцієнтами асиметрії $A_{Xвих\ к-1}$ і $A_{Xвх\ к}$ і коефіцієнтами ексцесу $E_{Xвих\ к-1}$ і $E_{Xвх\ к}$, і задовільно описуються рядами Грама-Шарльє та Еджворта:

$$f_A(x_{вих\ к-1})=f(x_{вих\ к-1})-\frac{Ax_{вих\ к-1}}{3!}f^{(3)}(x_{вих\ к-1})+\frac{Ex_{вих\ к-1}}{4!}f^{(4)}(x_{вих\ 1}), \quad (6)$$

$$f_A(x_{вх\,к}) = f(x_{вх\,к}) - \frac{Ax_{вх\,к}}{3!} f^{(3)}(x_{вх\,к}) + \frac{Ex_{вх\,к}}{4!} f^{(4)}(x_{вх\,к}). \quad (7)$$

Імовірність відмови визначиться рівнянням

$$P_в=\int_a^b f_A(x_{вх\,к})dx+\int_b^c f_A(x_{вих\,к\text{-}1})dx=\Phi\left(\frac{b-m_{x_{вх\,к}}}{\sigma_{x_{вх\,к}}}\right)-\Phi\left(\frac{a-m_{x_{вх\,к}}}{\sigma_{x_{вх\,к}}}\right)-\frac{Ax_{вх\,к}}{3!}\left[f^{(2)}\left(\frac{b-m_{x_{вх\,к}}}{\sigma_{x_{вх\,к}}}\right)-\right.$$

$$-f^{(2)}\left(\frac{a-m_{x_{вх\,к}}}{\sigma_{x_{вх\,к}}}\right)\Big]+\frac{Ex_{вх\,к}}{4!}\left[f^{(3)}\left(\frac{b-m_{x_{вх\,к}}}{\sigma_{x_{вх\,к}}}\right)-f^{(3)}\left(\frac{a-m_{x_{вх\,к}}}{\sigma_{x_{вх\,к}}}\right)\right]+\Phi\left(\frac{c-m_{x_{вих\,к\text{-}1}}}{\sigma_{x_{вих\,к\text{-}1}}}\right)-\Phi\left(\frac{b-m_{x_{вих\,к\text{-}1}}}{\sigma_{x_{вих\,к\text{-}1}}}\right)-$$

$$-\frac{Ax_{вих\,к-1}}{3!}\left[f^{(2)}\left(\frac{c-m_{x_{вих\,к\text{-}1}}}{\sigma_{x_{вих\,к\text{-}1}}}\right)-f^{(2)}\left(\frac{b-m_{x_{вих\,к\text{-}1}}}{\sigma_{x_{вих\,к\text{-}1}}}\right)\right]+\frac{Ex_{вих\,к-1}}{4!}\left[f^{(3)}\left(\frac{c-m_{x_{вих\,к\text{-}1}}}{\sigma_{x_{вих\,к\text{-}1}}}\right)-\right.$$

$$\left.-f^{(3)}\left(\frac{b-m_{x_{вих\,к\text{-}1}}}{\sigma_{x_{вих\,к\text{-}1}}}\right)\right]. \quad (8)$$

Аналогічно знаходять ймовірність відмови для третьої умови (рис.2.б).

$$P_в=P(\{x_{вх\,к}\}\cap\{x_{вих\,к\text{-}1}\})=\int_a^b f(x_{вих\,к\text{-}1})\,dx+\int_b^c f(x_{вх\,к})dx. \quad (9)$$

Для нормальних законів розподілів $f(x_{вх\,к})$ і $f(x_{вих\,к\text{-}1})$ $P_в$ обчислюють за допомогою рівняння:

$$P_в=\Phi\left(\frac{b-m_{x_{вих\,к\text{-}1}}}{\sigma_{x_{вих\,к\text{-}1}}}\right)-\Phi\left(\frac{a-m_{x_{вих\,к\text{-}1}}}{\sigma_{x_{вих\,к\text{-}1}}}\right)+\Phi\left(\frac{c-m_{x_{вх\,к}}}{\sigma_{x_{вх\,к}}}\right)-\Phi\left(\frac{b-m_{x_{вх\,к}}}{\sigma_{x_{вх\,к}}}\right).$$

За наявності асиметрії і гостровершинності розподілів $x_{вих\,к\text{-}1}$ і $x_{вх\,к}$

$$P_в=\int_a^b f_A(x_{вих\,к\text{-}1})d\,x+\int_b^c f_A(x_{вх\,к})d\,x=\Phi\left(\frac{b-m_{x_{вих\,к\text{-}1}}}{\sigma_{x_{вих\,к\text{-}1}}}\right)-\Phi\left(\frac{a-m_{x_{вих\,к\text{-}1}}}{\sigma_{x_{вих\,к\text{-}1}}}\right)-\frac{Ax_{вих\,к\text{-}1}}{3!}\,\cdot$$

$$\cdot\left[f^{(2)}\left(\frac{b-m_{x_{вих\,к\text{-}1}}}{\sigma_{x_{вих\,к\text{-}1}}}\right)-f^{(2)}\left(\frac{a-m_{x_{вих\,к\text{-}1}}}{\sigma_{x_{вих\,к\text{-}1}}}\right)\right]+\frac{Ex_{вих\,к\text{-}1}}{4!}\left[f^{(3)}\left(\frac{b-m_{x_{вих\,к\text{-}1}}}{\sigma_{x_{вих\,к\text{-}1}}}\right)-\right.$$

$$\left.-f^{(3)}\left(\frac{a-m_{x_{вих\,к\text{-}1}}}{\sigma_{x_{вих\,к\text{-}1}}}\right)\right]+\Phi\left(\frac{c-m_{x_{вх\,к}}}{\sigma_{x_{вх\,к}}}\right)+\Phi\left(\frac{b-m_{x_{вх\,к}}}{\sigma_{x_{вх\,к}}}\right)-\frac{Ax_{вх\,к}}{3!}\left[f^{(2)}\left(\frac{c-m_{x_{вх\,к}}}{\sigma_{x_{вх\,к}}}\right)-\right.$$

$$\left.-f^{(2)}\left(\frac{b-m_{x_{вх\,к}}}{\sigma_{x_{вх\,к}}}\right)\right]+\frac{Ex_{вх\,к}}{4!}\left[f^{(3)}\left(\frac{c-m_{x_{вх\,к}}}{\sigma_{x_{вх\,к}}}\right)-f^{(3)}\left(\frac{b-m_{x_{вх\,к}}}{\sigma_{x_{вх\,к}}}\right)\right]. \quad (10)$$

Задача виконання другої умови $x_{вих\,к\text{-}1} \approx x_{вх\,к}$ не є однозначною. Співвідношення дисперсій вхідних і вихідних параметрів і положень математичних очікувань цих двох розподілів визначає мінімум два варіанти визначення $P_в$ (рис. 2, в, г)

У першому випадку, якщо $m_{xвх\,к} \neq m_{xвих\,к\text{-}1}$

$$P_в = 1-\int_{x_{вих\,к-1\,min}}^{a} f(x_{вих\,к-1})dx - \int_a^{x_{вх\,к\,max}} f(x_{вх\,к})dx\,; \quad (11)$$

або

$$P_в=\int_{x_{вх\,к\,min}}^{a} f(x_{вх\,к})dx-\int_{x_{вих\,к-1\,min}}^{a} f(x_{вих\,к-1})dx+\int_a^{x_{вих\,к-1\,max}} f(x_{вих\,к-1})dx-\int_a^{x_{вх\,к\,max}} f(x_{вх\,к})dx.$$

Ці залежності є тотожними за умови

$$\int_{x_{вх\,к\,min}}^{a} f(x_{вх\,к})dx + \int_{a}^{x_{вих\,к-1\,max}} f(x_{вих\,к-1})dx = 1. \qquad (12)$$

У другому випадку, якщо $m_{x_{вх\,к}} = m_{x_{вих\,к-1}}$, $\sigma_{x_{вх\,к}} \langle \sigma_{x_{вих\,к-1}}$

$$P_в = 1 - \int_{x_{вх\,к\,min}}^{a} f(x_{вх\,к})dx + \int_{a}^{b} f(x_{вих\,к-1})dx + \int_{b}^{x_{вх\,к\,max}} f(x_{вх\,к})dx. \qquad (13)$$

Для порівняння точності визначення імовірності відмови при використанні як моделі нормального розподілу і розподілу Грама-Шарльє проведене комп'ютерне моделювання ряду розподілів реальних об'єктів, які характеризуються асиметрією та ексцесом (рис.3.).

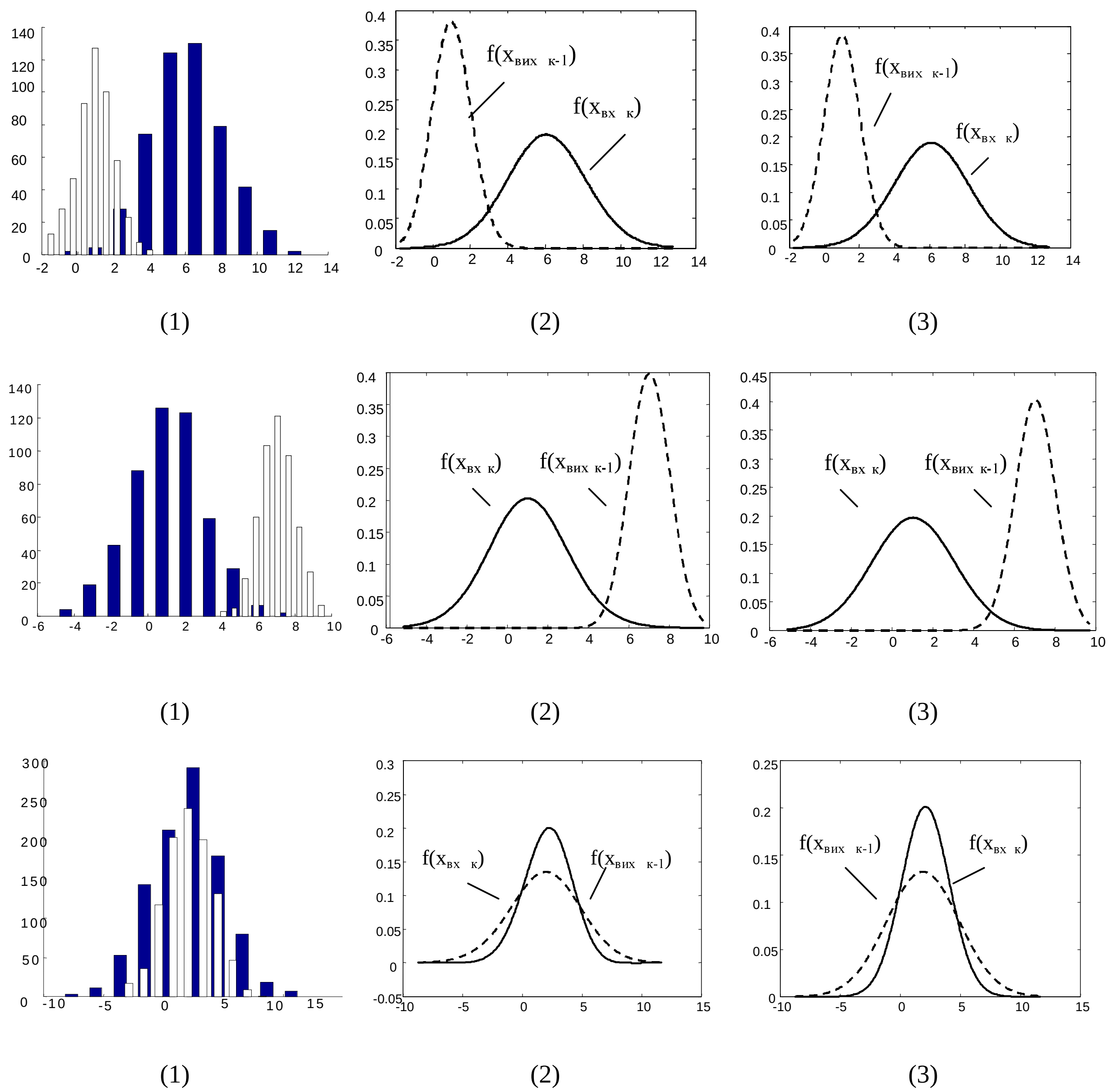

Рис. 3. Результати комп'ютерного моделювання вхідних і вихідних параметрів пристроїв (1), які характеризуються асиметрією та ексцесом, за допомогою ряду Грама-Шарльє (2), та функцією Гаусса (3)

У таблиці наводяться розраховані значення імовірностей відмови та їх похибок при використанні як математичних моделей розподілу нормального закону та ряду Грама-Шарльє.

Значення імовірностей відмови та їх похибок

$\mathbf{x}_{вих\ к-1}$	$\mathbf{x}_{вх\ к}$	$\mathbf{P}_{в\ норм}$	$\mathbf{P}_{в\ Гр-Ш}$	**δ P, %**
$m_{xвих\ к-1}=1.0002$ $\sigma_{xвих\ к-1}=1.0405$ $A_{xвих\ к-1}=-0.0464$ $E_{xвих\ к-1}=0.0653$	$m_{xвх\ к}=6.0828$ $\sigma_{xвх\ к}=2.1088$ $A_{xвх\ к}=0.0470$ $E_{xвх\ к}=0.0656$	0.0152	0.0148	2.9207
$m_{xвих\ к-1}=7.0340$ $\sigma_{xвих\ к-1}= 0.9893$ $A_{xвих\ к-1}=0.0891$ $E_{xвих\ к-1}=0.0243$	$m_{xвх\ к}=1.0407$ $\sigma_{xвх\ к}=2.0249$ $A_{xвх\ к}= -0.0410$ $E_{xвх\ к}= -0.2438$	0.7914	0.7299	8.4258
$m_{xвих\ к-1}=1.8810$ $\sigma_{xвих\ к-1}=3.0462$ $A_{xвих\ к-1}=-0.0689$ $E_{xвих\ к-1}= 0.1592$	$m_{xвх\ к}=2.0529$ $\sigma_{xвх\ к}=1.9804$ $A_{xвх\ к}=0.0701$ $E_{xвх\ к}=0.1603$	0.5427	0.5060	7.2521

Результати проведених досліджень показують, що використання рядів Грама-Шарльє та Еджворта як математичних моделей розподілів вхідних і вихідних параметрів дає змогу зменшити похибки під час визначення ймовірності відмови.

Це пояснюється тим, що математичні моделі розподілів параметрів компонентів у вигляді вказаних рядів здатні враховувати моменти вищих порядків. Це забезпечує кращу адекватність моделей і вищу точність оцінки безвідмовності. Однак використовуючи їх, зважаючи на недоліки даних рядів, слід користуватися областями допустимих значень коефіцієнтів асиметрії та ексцесу [5,6].

Безвідмовність сумісно працюючих компонентів визначається не тільки їх індивідуальною надійністю, але і узгодженням їх вхідних та вихідних параметрів. Оскільки ці реальні розподіли характеризуються асиметричністю та ексцесом, їх математичне моделювання може здійснюватись рядами Грама-Шарльє та Еджворта. Вони забезпечують кращу адекватність і зменшення похибки оцінки безвідмовності порівняно з моделями у вигляді нормального розподілу.

1. Недоступ Л.А., Кіселичник М.Д., Бобало Ю.Я. Основи надійності радіоелектронних пристроїв. Львів. 1998. 2. Дружинин Г.В. Надёжность автоматизированых систем., М., 1977. 3. Переверзев Е.С. Случайные процессы в параметрических моделях надежности. К., 1987. 4. Беляков Ю.Н., Курмаев Ф.А., Баталов Б.В. Методы статистических расчётов микросхем на ЭВМ. М., 1985. 5. Лазько О., Недоступ Л., Бобало Ю. Моделювання розподілів рядами Грама-Шарльє та їх застосування в технологічних САПР // Вісн. ДУ “Львівська політехніка” 2000, №387., С. 59–65. 6. Лазько О., Недоступ Л., Бобало Ю. Оцінка полів розсіювання параметрів радіоелектронних пристроїв при їх квазінормальних розподілах // Вісн. ДУ “Львівська політехніка” 2000, №399. С. 174–181.