

М.О. Гуменюк, ад'юнкт

Р.М. Жовноватюк, к.т.н.

І.М. Сашук, к.т.н., с.н.с.

*Житомирський військовий інститут ім. С.П. Корольова
Національного авіаційного університету*

МЕТОДИКА ВИЗНАЧЕННЯ МІНІМАЛЬНОГО СКЛАДУ СИГНАТУРИ ПРИ ВЕДЕННІ РАДІОТЕХНІЧНОГО МОНІТОРИНГУ

Розглянуто методика визначення мінімального складу сигнатури при використанні різноманітних засобів радіотехнічного моніторингу. Отримано математичний вираз для обчислення міри інформативності сигнатури щодо сукупності станів джерел відомостей, які обумовлюють стан об'єкта моніторингу. Розроблена методика може бути використана при оцінюванні складу сигнатури, що необхідний для рішення конкретних завдань радіотехнічного моніторингу.

Постановка проблеми у загальному вигляді. В умовах стрімкого розвитку інформаційних технологій постійно підвищуються вимоги до якості добутої інформації, що обумовлює необхідність підвищення ефективності технічних видів і засобів радіотехнічного моніторингу.

Одним із пріоритетних напрямків підвищення ефективності ведення моніторингу є розробка сучасної методологічної бази автоматизованого процесу добування, накопичення та обробки інформації на основі всебічного комплексного аналізу даних з використанням системних підходів.

Так, відомо, що до системних методів добування інформації відносять сигнатурно-системний метод (СГСМ). Він передбачає перехід від розпізнавання джерел і об'єктів дослідження до прогнозування їх стану. Для розпізнавання стану об'єктів дослідження аналітиками (експертами) розробляються сценарії розвитку подій, що максимально наближені до реальності, аналізується поточний хід розвитку подій і зміни у стані на визначеному інтервалі часу. Таким чином проводиться розпізнавання стану об'єкта дослідження (сигнатурне розпізнавання). Наприклад, за такою схемою діють при діагностиці в медицині, техніці, дослідженні екосистем [1, 2, 3].

При реалізації сигнатурно-інформаційних технологій множину ознак про об'єкт дослідження групують у так звані сигнатури, які найбільш повно описують ті чи інші властивості об'єктів. Відбір найбільш інформативних (корисних) ознак, що входять до складу сигнатури, є однією з найважливіших задач теорії і практики розпізнавання.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Для визначення складу сигнатури може бути використано два підходи [4]. Перший підхід полягає в тому, що розглядається задача визначення найменшої кількості ознак моніторингу великої інформативності. Проте, в даному випадку вибір ознак визначається інтуїцією та досвідом дослідника. При цьому, якою вдалою б не була складена сигнатура, неможливо довести, що вона краща за деяку іншу.

Другий підхід полягає в тому, що із великої кількості ознак, відповідно до деякого критерію ефективності, відбирається найменше число корисних для розпізнавання ознак.

Нині розроблені різноманітні критерії ефективності ознак, які базуються на методах математичної статистики і теорії інформації. Найбільше визнання отримали критерії, що відображають відстань між розподілами класів, зокрема дивергенція, яка використовує інформаційну міру Кульбака [5], критерій оптимальності Фалі-Семмона [6], метод проєкцій на один вимір [7], відстань Бхаттачарія [8].

Другий підхід до побудови ефективної системи ознак більш конструктивний, ніж перший, хоча й володіє суттєвим недоліком: при обов'язковій наявності зв'язків між критеріями ефективності ознак та ймовірністю похибки розпізнавання функціональної залежності між цими величинами немає. Це не дозволяє надійно оцінити зміну ймовірності похибки розпізнавання після мінімізації опису, залишаючи тим самим сумніви в його ефективності.

Таким чином, актуальною є розробка методики визначення мінімального складу сигнатури при веденні радіотехнічного моніторингу, що і є **метою статті**.

Викладення основного матеріалу. Знайдемо інформативність окремої ознаки моніторингу. В загальному випадку міру інформативності I_k деякого k -го параметра x_k щодо стану об'єкта L , можна оцінити як різницю початкової ентропії об'єкта $H_0(L)$ й ентропії рішення за цим параметром $H(L/x_k)$ [7]:

$$I_k = H_0(L) - H(L/x_k). \quad (1)$$

Відповідно до ідеології СГСМ об'єкт моніторингу слід розглядати як складну систему, що складається з джерел відомостей (ДВ), тому значення $H_0(L)$ та $H(L/x_k)$ визначаються шляхом об'єднання ентропій станів ДВ

$$\begin{cases} H_0(L) = H_0(L_1, L_2, \dots, L_i, \dots, L_S), \\ H(L/x_k) = H(L_1, L_2, \dots, L_i, \dots, L_S / x_k), \end{cases}$$

де L_i – стан i -го ДВ;

$$i = \overline{1, S};$$

S – кількість ДВ в об'єкті моніторингу.

Розглянемо множину станів ДВ, що входять до стану об'єкта моніторингу. Оскільки окреме ДВ виконує деяке конкретне завдання за своїм цільовим призначенням, яке пов'язано з завданням об'єкта моніторингу, то його стан взаємопов'язаний зі станами інших ДВ. Причому, знаючи стан окремого конкретного ДВ, з деякою ймовірністю можна стверджувати про стани інших ДВ. Тому ентропії стану об'єкта моніторингу можуть бути розраховані відповідно до [9]:

$$H_0(L_1, L_2, \dots, L_i, \dots, L_S) = H_0(L_1) + H_0(L_2 / L_1) + H_0(L_3 / L_1, L_2) + \dots + H_0(L_i / L_1, L_2, \dots, L_{i-1}) + \dots + H_0(L_S / L_1, L_2, \dots, L_{S-1}), \quad (2)$$

$$H(L_1, L_2, \dots, L_i, \dots, L_S / x_k) = H(L_1 / x_k) + H(L_2 / L_1, x_k) + H(L_3 / L_1, L_2, x_k) + \dots + H(L_i / L_1, L_2, \dots, L_{i-1}, x_k) + \dots + H(L_S / L_1, L_2, \dots, L_{S-1}, x_k), \quad (3)$$

де $H_0(L_i / L_1, L_2, \dots, L_{i-1})$ – початкова ентропія стану i -го ДВ;

$H(L_i / L_1, L_2, \dots, L_{i-1}, x_k)$ – ентропія рішення про стан i -го ДВ при визначенні параметру x_k .

Значення умовних ентропій $H_0(L_i / L_1, L_2, \dots, L_{i-1})$ та $H(L_i / L_1, L_2, \dots, L_{i-1}, x_k)$ при наявності статистичних зв'язків між станами ДВ, що входять до складу об'єкта моніторингу, не можуть перевищувати значень відповідних безумовних ентропій [9] та можуть бути знайдені на основі апріорної інформації про взаємозалежність станів ДВ.

Нехай у розглянутій предметній області ознака (параметр) x_k може приймати J дискретних значень (градацій), а ДВ, у свою чергу, може знаходитись в r -му стані, де $r = \overline{1, N}$, N – максимальна кількість станів одного ДВ. Тоді значення початкової ентропії стану ДВ дорівнює:

$$H_0(L_i) = -\sum_{r=1}^N p(L_{ir}) \log p(L_{ir}), \quad (4)$$

де $p(L_{ir})$ – апріорна ймовірність r -го стану i -го ДВ.

Ентропія рішення про стан ДВ L_i за j -ою градацією параметра x_k визначається як [4]:

$$H(L_i / x_{kj}) = -\sum_{r=1}^N p(L_{ir} / x_{kj}) \log p(L_{ir} / x_{kj}), \quad (5)$$

де $p(L_{ir} / x_{kj})$ – умовна ймовірність визначення r -го стану i -го ДВ за j -ою градацією ознаки x_k ;

$$j = \overline{1, J}.$$

Застосовуючи формулу Байєса для визначення умовної ймовірності $p(L_{ir} / x_{kj})$, отримаємо

$$p(L_{ir} / x_{kj}) = \frac{p(L_{ir})p(x_{kj} / L_{ir})}{p(x_{kj})},$$

де $p(x_{kj}) = \sum_{r=1}^N p(L_{ir})p(x_{kj} / L_{ir})$ – ймовірність появи j -ої градації k -ої ознаки в усіх станах ДВ;

$p(x_{kj} / L_{ir})$ – умовна ймовірність появи j -ої градації k -ої ознаки в стані L_{ir} .

Після підстановки останнього виразу в (5) формула для розрахунку ентропії стану об'єкта буде мати вигляд:

$$\begin{aligned}
 H(L_i / x_{kj}) &= -\frac{1}{p(x_{kj})} \sum_{r=1}^N p(L_{ir}) p(x_{kj} / L_{ir}) \log \frac{p(L_{ir}) p(x_{kj} / L_{ir})}{\sum_{r=1}^N p(L_{ir}) p(x_{kj} / L_{ir})} = \\
 &= -\frac{1}{p(x_{kj})} \left(\sum_{r=1}^N p(L_{ir}) p(x_{kj} / L_{ir}) \log p(L_{ir}) p(x_{kj} / L_{ir}) - \right. \\
 &\quad \left. - \sum_{r=1}^N p(L_{ir}) p(x_{kj} / L_{ir}) \log \sum_{r=1}^N p(L_{ir}) p(x_{kj} / L_{ir}) \right).
 \end{aligned} \tag{6}$$

Для одержання ентропії рішення слід знайти суму значень величин $H(L_i / x_{kj})$ по всіх градаціях з вагами, пропорційними ймовірності появи кожної градації, тобто $p(x_{kj})$. Тоді

$$\begin{aligned}
 H(L_i / x_k) &= \sum_{j=1}^J p(x_{kj}) H(L_i / x_{kj}) = -\sum_{j=1}^J \sum_{r=1}^N p(L_{ik}, x_{kj}) \times \\
 &\quad \times \log p(L_{ik}, x_{kj}) + \sum_{j=1}^J \sum_{r=1}^N p(L_{ik}, x_{kj}) \sum_{r=1}^N \log p(L_{ik}, x_{kj}),
 \end{aligned} \tag{7}$$

де $p(L_{ir}, x_{kj}) = p(L_{ir}) p(x_{kj} / L_{ir})$ – ймовірність знаходження j -ої градації k -ої ознаки в стані ДВ.

Підставивши вирази (4), (7) у (1) отримаємо значення інформативності k -го параметра

$$\begin{aligned}
 I_k &= \sum_{i=1}^S \left(-\sum_{r=1}^N p(L_{ir}) \log p(L_{ir}) + \sum_{j=1}^J \sum_{r=1}^N p(L_{ik}, x_{kj}) \log p(L_{ik}, x_{kj}) - \right. \\
 &\quad \left. - \sum_{j=1}^J \sum_{r=1}^N p(L_{ik}, x_{kj}) \sum_{r=1}^N \log p(L_{ik}, x_{kj}) \right)
 \end{aligned} \tag{8}$$

З виразу (8) видно, що значення інформативності I_k залежить від основи логарифма, тому при практичних розрахунках доцільно використовувати відносну величину – інформаційну ефективність E_k , значення якої визначається виразом [10]:

$$E_k = \frac{H_0(L) - H(L / x_k)}{H_0(L)}. \tag{9}$$

Далі, використовуючи вираз (9), визначаємо значення інформаційної ефективності k -го параметра при використанні різномісних засобів моніторингу:

$$E_k = 1 - \frac{\sum_{j=1}^J \sum_{r=1}^N p(L_{ik}, x_{kj}) \times \log p(L_{ik}, x_{kj}) - \sum_{j=1}^J \sum_{r=1}^N p(L_{ik}, x_{kj}) \sum_{r=1}^N \log p(L_{ik}, x_{kj})}{\sum_{r=1}^N p(L_{ir}) \log p(L_{ir})}. \tag{10}$$

Отже, викладене стосувалось окремої ознаки моніторингу. Разом з тим, оцінити інформаційну ефективність групи статистично зв'язаних ознак моніторингу (сигнатури), використовуючи шенноновську міру, досить складно, оскільки для цього потрібно вирішити завдання знаходження багатомірних розподілів ймовірностей ознак. Інформаційна ефективність групи n ознак дорівнює сумі інформаційних ефективностей окремих ознак моніторингу лише у випадку їх статистичної незалежності.

Щоб обійти складності оцінки багатомірних розподілів ймовірностей ознак та разом з тим врахувати статистичні зв'язки між ними, використаємо наступний спосіб [4].

Спочатку визначимо індивідуальні інформаційні ефективності ознак E_k за формулою (10). Далі знайдемо кінцеве значення інформаційної ефективності сукупності ознак з урахуванням індивідуальних значень їх інформаційних ефективностей та статистичних зв'язків між ними, для чого скористаємося формулою [4]:

$$E = \sum_{k=1}^n E_k \left[1 - \sum_{\beta=0}^{k-1} \gamma_{k\beta} \frac{E_\beta}{(E_\beta)_{\max}} \right]. \tag{11}$$

де E_k та E_β – індивідуальні інформаційні ефективності відповідно k -ої та β -ої ознаки;

$(E_\beta)_{\max}$ – максимально можлива інформаційна ефективність β -ої ознаки;

$\gamma_{k\beta}$ – коефіцієнт, що характеризує статистичний зв'язок між k -ою та β -ою ознакою.

Важливою перевагою цього критерію оцінки інформаційної ефективності сигнатури є можливість його зв'язку з ймовірністю правильного розпізнавання станів об'єктів системи. Це дозволяє не тільки

порівнювати ознаки між собою, а й формувати мінімальні описи станів об'єктів, що потенційно забезпечують задану ймовірність їх визначення.

Як видно з (11) для знаходження інформаційної ефективності сигнатури необхідно оцінити статистичні зв'язки між ознаками, які характеризуються коефіцієнтом $\gamma_{k\beta}$, для цього використаємо критерії згоди, що базуються на обчисленні ступені розходження вимірних частот сумісної появи дискретних значень ознак з розподілом вирівнюючих частот, що відповідає умові незалежності ознак моніторингу.

Спочатку припустимо, що ознаки моніторингу статистично незалежні. Гіпотетичний розподіл вирівнюючих частот, що відповідає цій умові, потрібно статистично перевірити. Для здійснення такої перевірки використаємо критерій Пірсона.

Припустимо, що необхідно кількісно визначити статистичний зв'язок між ознаками x_1 та x_2 , що можуть мати в загальному випадку декілька градацій, тобто x_{1j} та $x_{2\phi}$ ($\phi = \overline{1, q}$, q – максимальна кількість градацій ϕ -ої ознаки).

Складемо таблицю розподілів вимірних частот $M_{j\phi}$ сумісної появи j -го значення x_1 -ої ознаки та ϕ -го значення x_2 -ої ознаки моніторингу (табл. 1). У даній таблиці:

$M_j(x_{2q})$ – підсумкові частоти відповідних рядків дискретних значень градацій першої ознаки ($M_j(x_{2q}) = \sum_{\phi=1}^q M_{j\phi}$ при $j = \text{const}$);

$M_\phi(x_{1j})$ – підсумкові частоти відповідних стовпців дискретних значень другої ознаки ($M_\phi(x_{1j}) = \sum_{j=1}^J M_{j\phi}$ при $\phi = \text{const}$);

$W = \sum_{j=1}^J M_j(x_{2q}) = \sum_{\phi=1}^q M_\phi(x_{1j})$ – сума всіх вимірних частот сумісної появи дискретних значень ознак;

$[M_{j\phi}^0] = [M_j(x_{2q})][M_\phi(x_{1j})]/W$ – вирівнюючі частоти.

Таблиця 1

Градації ознаки x_1	Градації ознаки x_2				
	x_{21}	x_{22}	...	x_{2q}	Σ
x_{11}	$[M_{11}^0] M_{11}$	$[M_{12}^0] M_{12}$...	$[M_{1q}^0] M_{1q}$	$M_1(x_{2q})$
x_{12}	$[M_{21}^0] M_{21}$	$[M_{22}^0] M_{22}$...	$[M_{2q}^0] M_{2q}$	$M_2(x_{2q})$
...	$[M_{j\phi}^0] M_{j\phi}$
x_1	$[M_{J1}^0] M_{J1}$	$[M_{J2}^0] M_{J2}$...	$[M_{Jq}^0] M_{Jq}$	$M_J(x_{2q})$
Σ	$M_1(x_{1j})$	$M_2(x_{1j})$...	$M_q(x_{1j})$	W

Сформуємо зважені суми квадратів величин $M_{j\phi}$ від їх гіпотетичних частот $[M_{j\phi}^0]$:

$$v^2 = \sum_{j=1}^J \sum_{\phi=1}^q \frac{(M_{j\phi} - [M_{j\phi}^0])^2}{[M_{j\phi}^0]} \tag{12}$$

Подвійна сума (12) розподілена приблизно як $\chi_{k\beta}^2$ з числом степенів вільності $\xi = (J - 1)(q - 1)$. Тому будемо вважати, що $\chi_{k\beta}^2 = v^2$. Чим більша величина $\chi_{k\beta}^2$ для кожної пари ознак x_k та x_β , тим більший статистичний зв'язок між ними (для статистично незалежної пари ознак $M_{j\phi} = [M_{j\phi}^0]$ та $\chi_{k\beta}^2 = 0$).

При використанні критерію Пірсона у виразі (11) величину $\chi_{k\beta}^2$ для пар ознак потрібно нормувати, розділивши їх на $(\chi_{k\beta}^2)_{\max}$ для цієї пари ознак, тобто потрібно знайти

$$\gamma_{k\beta} = \chi_{k\beta}^2 / (\chi_{k\beta}^2)_{\max}, \tag{13}$$

де $(\chi_{k\beta}^2)_{\max} = W$.

Під мінімальним складом сигнатури будемо розуміти ту найменшу сукупність ознак моніторингу та їх градацій, яка дозволяє з заданою ймовірністю визначати стан об'єкта моніторингу.

Для вирішення поставленої задачі повинні бути відомі наступні вихідні дані:

$L_i (i = \overline{1, N})$ – число станів об'єкта моніторингу;

$p(L_i)$ – ймовірність появи станів; $x_1, x_2, \dots, x_k, \dots, x_n$ – сукупність ознак розпізнавання; $p(x_k / L_i)$ – умовні ймовірності ознак x_k в кожному стані L_i ;

$p(x_{k\beta} / L_i)$ – умовні ймовірності сумісної появи пар ознак $x_{k\beta}$ в кожному стані L_i .

Умовні ймовірності $p(x_k / L_i)$ зведені в таблицю 2.

Таблиця 2

Стани L_i	Умовні ймовірності $p(x_k / L_i)$ ознак x_k			
	x_1	x_2	...	x_{θ_n}
L_1	$p(x_1 / L_1)$	$p(x_2 / L_1)$...	$p(x_n / L_1)$
L_2	$p(x_1 / L_2)$	$p(x_2 / L_2)$...	$p(x_n / L_2)$
...
L_N	$p(x_1 / L_N)$	$p(x_2 / L_N)$...	$p(x_n / L_N)$

Для кожного стану об'єкта моніторингу будуються таблиці значень умовної ймовірності $p(x_{k\beta} / L_i)$ (табл. 3).

Якщо відбирати ознаки таким чином, щоб мінімізувати похибку розпізнавання при парних розділеннях станів об'єкта, то загальна похибка розпізнавання буде меншою сумарної похибки при всіх парних розділеннях станів [4]. Для спрощення міркувань будемо вважати всі стани об'єкта рівноймовірними:

$$p(L_1) = p(L_2) = \dots = p(L_i) = \dots = p(L_N).$$

Інформаційна ефективність k -ої ознаки для розділення станів L_1 та L_2 відповідно до (10) буде визначатися виразом:

$$E_k^{(1,2)} = 1 + [(p(L_1)p(x_k / L_1) + p(L_2)p(x_k / L_2)) \times \log(p(L_1)p(x_k / L_1) + p(L_2)p(x_k / L_2)) + (p(L_1)(1 - p(x_k / L_1)) + p(L_2)(1 - p(x_k / L_2))) \times \log(p(L_1)(1 - p(x_k / L_1)) + p(L_2)(1 - p(x_k / L_2)))] + - p(L_1)(p(x_k / L_1) \log p(L_1)p(x_k / L_1) - (1 - p(x_k / L_1)) \log(p(L_1)(1 - p(x_k / L_1)))) - p(L_2)(p(x_k / L_2) \log p(L_2)p(x_k / L_2) - (1 - p(x_k / L_2)) \log(p(L_2)(1 - p(x_k / L_2))))] / [p(L_1) \log p(L_1) + p(L_2) \log p(L_2)] \tag{14}$$

Статистичні зв'язки між ознаками в (11) враховуються в усіх їх парних комбінаціях. Зв'язки більш високих порядків не враховуються через несуттєвість для практичних розрахунків.

Результати розрахунків інформаційної ефективності $E_k^{(r\lambda)}$ ($r, \lambda = \overline{1, N}; k = \overline{1, n}$) зводимо в таблицю. Таблиця складається для кожної ознаки (наприклад, табл. 4 складена для ознаки x_k).

Таблиця 3

Ознаки x_k	Умовні ймовірності $p(x_{k\beta} / L_i)$ ознаки x_k в стані L_2			
	x_1	x_2	...	x_n
x_1	–	$p(x_{12} / L_i)$...	$p(x_{1n} / L_i)$
x_2	$p(x_{21} / L_i)$	–	...	$p(x_{2n} / L_i)$
...	–	...
x_n	$p(x_{n1} / L_i)$	$p(x_{n2} / L_i)$...	–

Таблиця 4

Стани L_j	Індивідуальна інформаційна ефективність ознаки x_k при парному розділенні станів			
	L_{11}	L_{21}	...	L_{N1}
L_{11}	–	$E_k^{(1,2)}$...	$E_k^{(1,N)}$
L_{21}	$E_k^{(2,1)}$	–	...	$E_k^{(2,N)}$
...	–	...
L_{N1}	$E_k^{(N,1)}$	$E_k^{(N,2)}$...	–

Мінімальний склад сигнатури відповідно до (14), для того щоб забезпечити ймовірність розпізнавання $p_{np} \geq 0,95$, повинен володіти значенням інформаційної ефективності в 0,8495.

Знаходження мінімального складу сигнатури складає задачу лінійного програмування, тобто визначення $\min \sum_{k=1}^n x_k$ при обмеженні величини $E_k^{(r,\lambda)} \geq 0,8495$. Цю задачу вирішуємо наступним чином.

З таблиці індивідуальних інформаційних ефективностей ознак відбираються ознаки моніторингу, які забезпечують ймовірність розпізнавання пар станів не гірше ніж 95 % (ознаки з $E_k^{(r,\lambda)} \geq 0,8495$). Проте ці ознаки, як правило, не дозволяють розділяти всі можливі пари станів. Тому з ознак, що залишилися потрібно відібрати найбільш інформативні, для яких $E_k^{(r,\lambda)} < 0,8495$. Проте кожна одна така ознака не зможе забезпечувати ймовірність розпізнавання 95 % будь-якої пари станів об'єктів, що залишилися. У цьому випадку для розділення будь-якої пари станів вибираються дві ознаки з найбільшою інформаційною ефективністю $E_k^{(r,\lambda)}$ та оцінюється їх сумарна інформаційна ефективність і т. д. Кількість ознак моніторингу, що використовуються для розділення двох станів об'єкта, збільшується до тих пір, доки їх сумарна інформаційна ефективність, що визначається за формулою (11) не досягне рівня 0,8495.

Щоб знайти сумарну інформаційну ефективність двох ознак $E_k^{(r,\lambda)}$ необхідно перш за все оцінити значення коефіцієнта $\gamma_{k\beta}$. З цією метою будемо таблицю значень частот появи різних значень вибраних ознак для станів L_r та L_λ (табл. 5).

Таблиця 5

Ознака x_k	Частоти наявності (відсутності) пар ознак x_k, x_β в станах L_r та L_λ			
	x_β		$x_{\bar{\beta}}$	
x_k	$M_{k\beta}^{(r)} + M_{k\beta}^{(\lambda)}$	$M_{k\beta}^{(r)} + M_{k\beta}^{(\lambda)}$	$M_{k\beta}^{(r)} + M_{k\beta}^{(\lambda)}$	$[M_{k\beta}^{(r)}]^0 = [M_{k\beta}^{(\lambda)}]^0$
$x_{\bar{k}}$	$M_{k\beta}^{(r)} + M_{k\beta}^{(\lambda)}$	$[M_{k\beta}^{(r)}]^0 = [M_{k\beta}^{(\lambda)}]^0$	$M_{k\beta}^{(r)} + M_{k\beta}^{(\lambda)}$	$[M_{k\beta}^{(r)}]^0 = [M_{k\beta}^{(\lambda)}]^0$

За цією таблицею розраховують значення $\chi_{кв}^2$ за формулою (12) та коефіцієнт $\gamma_{кв}$ за формулою (13). У кінці відповідно до виразу (11) знаходимо сумарну інформаційну ефективність пари розвідувальних ознак.

Таким чином визначаємо мінімальну сукупність ознак (мінімальний склад сигнатури), яка необхідна для розділення будь-яких парних сполучень станів об'єкта моніторингу.

Висновки. Розроблена методика визначення мінімального складу сигнатури при веденні радіотехнічного моніторингу дозволяє нарощувати ансамбль ознак до отримання необхідної ймовірності визначення стану об'єкта дослідження. Це надає можливість визначати мінімальний склад сигнатури при виконанні конкретних завдань моніторингу.

Перспективи подальших досліджень у цьому напрямку полягають у розробці методики комплексування наявних технічних засобів радіотехнічного моніторингу на основі визначеного мінімального складу сигнатури.

ЛІТЕРАТУРА:

1. *Спирidonov И.Н.* Методы традиционной функциональной диагностики. – М.: МГТУ, 1993. – 290 с.
2. *Глуцzenko П.В.* Моделирование в диагностировании и прогнозировании состояния технических объектов. – М.: Вузовская книга, 2004. – 248 с.
3. *Черныш В.И.* Введение в экологическую кибернетику. – М.: ЦАО, 1990. – 568 с.
4. *Анисимов Б.В., Курганов В.Д., Злобин В.К.* Распознавание и цифровая обработка изображений: Учеб. пособие для студентов вузов. – М.: Высшая школа, 1983. – 295 с.
5. *Горелик А.Л., Гуревич И.Б., Скрипник В.А.* Современное состояние проблемы распознавания. – М.: Радио и связь, 1985. – 160 с.
6. *Foley D.H. and Sammon J.W.* IEEE Transaction on Computers. – 1975. – P. 281–289.
7. *Горелик А.Л., Скрипник В.А.* Методы распознавания – М.: Высшая школа, 1989. – 230 с.
8. *Kailath T.* The Divergence and Bhattacharya distance Measures in Signal selection // IEEE Transaction on Communication Technology, COM. – № 1. – 1967. – P. 281–289.
9. *Вентцель Е.С.* Теория вероятностей. – М.: Наука, 1969. – 576 с.
10. *Вознесенский А.С., Вознесенский В.А.* Информационные критерии качества распознавания состояния объектов и выбор параметров для его осуществления // Интеллектуальные системы. – 1996. – № 5. – С. 35–44.

ГУМЕНЮК Максим Олексійович – ад'юнкт Житомирського військового інституту ім. С.П. Корольова Національного авіаційного університету.

Наукові інтереси:

– розробка алгоритмів обробки інформації.

Тел. (моб.): 0672150175.

E-mail: maxxxx-ua@mail.ru.

ЖОВНОВАТЮК Руслан Миколайович – кандидат технічних наук, науковий співробітник Житомирського військового інституту ім. С.П. Корольова Національного авіаційного університету.

Наукові інтереси:

– обробка інформації в складних інформаційно-комунікаційних системах.

САЩУК Ігор Миколайович – кандидат технічних наук, старший науковий співробітник, заступник начальника Житомирського військового інституту ім. С.П. Корольова Національного авіаційного університету з навчальної та наукової роботи.

Наукові інтереси:

– проблеми створення складних інформаційних систем.

Подано 28.07.2009

Гуменюк М.О., Жовноватюк Р.М., Сашук І.М. Методика визначення мінімального складу сигнатури при веденні радіотехнічного моніторингу

Гуменюк М.О., Жовноватюк Р.Н., Сашук И.Н. Методика определения минимального состава сигнатуры при ведении радиотехнического мониторинга

Gumenyuk M.O., Zhovnovatyuk R.M., Sashchuk I.M. Determination procedure of minimum signature composition

УДК 681.32

Методика определения минимального состава сигнатуры при ведении радиотехнического мониторинга / М.О. Гуменюк, Р.Н. Жовноватюк, И.Н. Сашук

Рассмотрено методику определения минимального состава сигнатуры при использовании разнотипных средств мониторинга. Получено математическое выражение для исчисления меры информативности сигнатуры относительно совокупности состояний источников сведений, которые обуславливают состояние объекта мониторинга. Разработанная методика может использоваться при оценке состава сигнатуры, который необходим при решении конкретных задач мониторинга.

УДК 681.32

Method of determination of minimum composition of signature at the conduct of the radioengineering monitoring / M.O. Gumenyuk, R.M. Zhovnovatyuk, I.M. Sashchuk

The determination procedure of minimum signature composition in case of usage of multitype monitoring means is considered. Mathematical expression for calculation of the signature information value concerning the aggregate of the states of information sources which stipulate the state of monitoring object is got. The developed procedure can be used for the evaluation of signature composition required for specific monitoring problems.