

УДК 621.396

О.М. Сотніков

ОЦІНКА ЗНИЖЕННЯ ЙМОВІРНОСТІ ПРАВИЛЬНОЇ ЛОКАЛІЗАЦІЇ ОБ'ЄКТУ КОРЕЛЯЦІЙНО-ЕКСТРЕМАЛЬНОЮ СИСТЕМОЮ ПРИ ВИКОРИСТАННІ КОМПОЗИТНИХ РАДІОІЗОТОПНИХ ПОКРИТТЯ

На основі одержаного виразу ймовірності правильної локалізації об'єкту кореляційно-екстремальною системою наведення (КЕ СН) на поточному зображенні визначено вплив композитного радіоізотопного покриття (КРП) на зниження ефективності роботи системи. Наведені результати імітаційного моделювання процесу формування вирішальної функції кореляційно-екстремальною системою наведення при локалізації об'єкту з покриттям на поточному зображенні (ПЗ).

Ключові слова: кореляційно-екстремальна система наведення, композитне радіоізотопне покриття

Постановка проблеми

Застосування композитних радіоізотопних покриттів відповідно до принципу дії КЕ СН призводить до зміни (спотворення) формованого системою ПЗ об'єкту, а, відповідно, до порушення роботи алгоритму порівняння поточного і еталонного зображень (ЕЗ). Таким чином, визначення ефективності заходів по зниженню радіотеплової помітності наземних об'єктів виявляється безпосередньо пов'язаним з визначенням вирішальної функції, як результату порівняння зображень [1, 2]. Для знаходження вирішальної функції, що є відносним зсувом ПЗ щодо ЕЗ, необхідно оцінити ймовірність правильної локалізації КЕ СН об'єкту ОБТ з КРП на поточному зображенні.

Аналіз літератури

У роботах [2 – 4] наведені аналітичні вирази ймовірності|ймовірності| правильного суміщення|сполучення| одновимірних зображень для кореляційного алгоритму і алгоритму середньої абсолютної різниці. У ряді робіт [5 – 7] розглядається задача протидії радіометричним системам виявлення і розпізнавання об'єктів шляхом створення алгоритмічних перешкод, які можуть бути організовані згладжуванням існуючих контрастів і формуванням штучних хибних контрастів.

Проте, враховуючи перспективи розвитку КЕ СН, спрямовані, з одного боку, перш за все, на багатоканальну побудову системи і використання перешкодостійких алгоритмів, а з іншого боку, на пошук шляхів протидії таким системам стає очевидною необхідність рішення задачі визначення вирішальної функції, яка формується багатоканальною системою для довільного алгоритму порівняння зображень з урахуванням постановки алгоритмічних перешкод, до яких можуть бути віднесені покриття об'єкту локалізації.

В зв'язку з цим метою даної роботи є отримання аналітичного виразу і оцінки зниження ймовірності правильної локалізації об'єкту матричною кореляційно-екстремальною системою при використанні композитних радіоізотопних покриттів.

Основний матеріал

Нехай заданий район прив'язки КЕ СН, на основі якого сформовано еталонне зображення, представлено у вигляді $M_1 \times M_2$ – матриці e . У районі прив'язки знаходиться наземна ціль, яку необхідно урадити, $N_1 \times N_2$ – матриця t поточного зображення цілі.

Позначимо через a матрицю ПЗ об'єкту, покритого КРП. Тоді зображення на виході датчика можна представити як результат взаємодії ПЗ об'єкту, покритого КРП, з шумами каналів датчика, яке в загальному випадку описується деякою нелінійною детермінованою функцією Ψ :

$$t = \Psi(a, n),$$

де $n = [n_{ij}]$ – матриця шумів датчика, статистичні характеристики яких передбачаються відомими.

В результаті маємо: задана $N_1 \times N_2$ матриця ПЗ $a = [a_{ij}]$; ЕЗ задане у вигляді матриці, розміри якої фіксовані ($M_1 < N_1, M_2 < N_2$).

Надалі вважатимемо, що:

- 1) вузли сітки ЕЗ і ПЗ співпадають;
- 2) модель взаємодії ПЗ з шумами каналів системи адитивна, тобто матриця спостережуваного зображення визначається виразом

$$\tilde{t}_{ij} = \tilde{a}_{ij} + \tilde{n}_{ij}, \quad i \in \overline{1, N_1}, \quad j \in \overline{1, N_2}, \quad (1)$$

причому $\tilde{n}_{ij} \in N(0, \sigma_{ij})$, компоненти шумів в різних каналах системи незалежні;

- 3) поворот ЕЗ щодо ПЗ відсутній.

Потрібно по відомих матрицях e , t визначити ймовірність правильної локалізації цілі, тобто відносний зсув матриць (p, s) .

Оскільки найбільш адекватною моделлю ПЗ, коли ціль і орієнтири в її околі є сукупністю малорозмірних об'єктів (для висот 3 – 10 км), є детермінована модель типу „ціль на фоні“, а у разі використання КРП для захисту об'єктів найбільш адекватною моделлю ПЗ є зашумлена модель зображення, то задачу вирішуватимемо для першого випадку з подальшим урахуванням впливу КРП на характеристики ПЗ, що формується ССН.

У КЕ СН зсув визначається таким чином. За допомогою матриці t формуються m підматриць t^{ps} (фрагменти) з елементами

$$t_{ij}^{ps} = t_{i-1, j-1}, \quad (i, j) \in \overline{1, N_1} \times \overline{1, N_2} \quad (2)$$

кількість яких дорівнює

$$R = R_1 R_2, \quad (3)$$

де $R_z = M_z - N_z + 1, \quad z \in \overline{1, 2}. \quad (4)$

Потім кожний з фрагментів поточного зображення (2) порівнюється з еталонним зображенням e за допомогою деякого критерію.

Для формалізації степені схожості зображень однакових розмірів в теорії розпізнавання образів на множині зображень $I = \{ \mathbf{a} = [a_{ij}], \quad i \in \overline{1, N_1}, \quad j \in \overline{1, N_2} \}$

і із скалярним добутком $(\mathbf{a}, \mathbf{b}) = \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} a_{ij} b_{ij}$ вводиться поняття міри схожості, що задовольняє набір аксіом:

- а) позитивна визначеність $L(\mathbf{a}, \mathbf{a}) \geq 0 \quad \forall \mathbf{a} \in I$;
- б) симетричність $L(\mathbf{a}, \mathbf{b}) = L(\mathbf{b}, \mathbf{a}) \quad \forall \mathbf{a}, \mathbf{b} \in I$;
- в) максимальність $L(\mathbf{a}, \mathbf{a}) = \max_{\mathbf{b} \in I} L(\mathbf{a}, \mathbf{b})$.

Міру схожості в задачах обробки зображень називають також *вирішальною (критеріальною) функцією (ВФ)*.

Позначимо сукупність фрагментів ПЗ (2) через

$$T = \{ t^{ps} \mid (p, s) \in \overline{1, R_1} \times \overline{1, R_2} \}. \quad (5)$$

Хай $a^{p_0 s_0} \in T$ – незашумлений фрагмент ПЗ, який найбільшою мірою щодо вибраної міри схожості зображень L відповідає ЕЗ, тобто виконується умова, яка рівносильна наступному:

$$L(\mathbf{a}^{p_0 s_0}, \mathbf{e}) = \max_{(p, s) \in \overline{1, R_1} \times \overline{1, R_2}} L(\mathbf{a}^{ps}, \mathbf{e}). \quad (6)$$

Відзначимо, що у разі збігу сіток ЕЗ і ПЗ і повній відсутності спотворень інформативного параметра зображень виконується рівність

$$\mathbf{a}^{p_0 s_0} = \mathbf{e}. \quad (7)$$

В результаті зіставлення фрагментів поточного зображення з еталонним зображенням з множини T на підставі вказаної міри схожості алгоритмом виноситься рішення на користь деякого фрагмента $a^{ps} \in T$, що є поєднанням зображень і відповідає максимуму міри схожості. Координати

$$(p, s) \in \overline{1, R_1} \times \overline{1, R_2}$$

цього фрагмента представляють відносний зсув зображень.

Пошук екстремуму дискретної ВФ здійснюється шляхом перебору всіх значень матриці ВФ [8, 9]. Загальна постановка даної задачі має такий вигляд. Висувається гіпотеза H_0 про те, що жоден з фрагментів ПЗ не відповідає ЕЗ, а також p_s -та альтернатива – H_{ps} , про те, що p_s -й фрагмент ПЗ відповідає ЕЗ. Потрібно за результатом порівняння фрагментів ПЗ з ЕЗ, представленим у вигляді вибірки $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_N)$ на вибіркового просторі, прийняти одну з гіпотез і відхилити інші.

Перегляд значень може бути як послідовним, так і паралельним, причому можливі декілька варіантів сканування: по рядках, по стовпцях, по спіралі та інші.

В результаті точність визначення екстремуму виходить не гіршою, ніж елемент дискретизації, а точність наведення можна визначити по відомій висоті і куту візування цілі.

Одержимо тепер в термінах КЕ СН вираз для ймовірності поєднання зображень при довільній вирішальній функції і для двовимірної нумерації фрагментів ЕЗ.

Хай r – матриця значень міри схожості ЕЗ і всіх фрагментів ПЗ – $R(t, \bar{r})$, тобто

$$\left[r_{ps} = L \left(t^{ps}, \mathbf{e} \right) \right], \quad (p, s) \in \overline{1, R_1} \times \overline{1, R_2}.$$

Хай A – подія, що полягає в поєднанні ПЗ і ЕЗ, а $H_{p_0 s_0}$ – подія, при якій фрагмент ПЗ $t^{p_0 s_0}$ найбільш відповідає ЕЗ \mathbf{a} , тобто

$$r_{p_0 s_0} = \max_{(p, s) \in \overline{1, R_1} \times \overline{1, R_2}} r_{ps},$$

або

$$r_{p_0 s_0} > r_{ps}, \quad (p, s) \in \left(\overline{1, R_1} \times \overline{1, R_2} \right) \setminus \{ (p_0, s_0) \}. \quad (8)$$

Хай відома сумісна щільність розподілу ймовірності w_r елементів матриці r .

Введемо випадкову матрицю, пов'язану з матрицею r системою рівнянь

$$\begin{cases} z_{p_0 s_0} = r_{p_0 s_0}; \\ z_{ps} = r_{ps} - r_{p_0 s_0}, \quad (p, s) \in \overline{1, R_1} \times \overline{1, R_2} \setminus \{ (p_0, s_0) \}. \end{cases} \quad (9)$$

Розв'язавши систему (9) відносно r_{ps} , одержимо:

$$\begin{cases} r_{p_0s_0} = z_{p_0s_0}; \\ r_{ps} = z_{p_0s_0} + z_{ps}, \quad (p,s) \in \overline{1, R_1} \times \overline{1, R_2} \setminus \{(p_0, s_0)\}. \end{cases} \quad (10)$$

Відомо [10], що якщо сукупності випадкових величин \mathbf{r} та \mathbf{z} зв'язані залежністю

$$z_{ps} = f_{ps}(r_{11}, \dots, r_{R_1 R_2}), \quad (p,s) \in \overline{1, R_1} \times \overline{1, R_2},$$

і задана їх сумісна щільність розподілу

$$w_r(x_{11}, \dots, x_{R_1 R_2}),$$

то

$$w_z(y_{11}, \dots, y_{R_1 R_2}) = \sum_{i=1}^r w_r(x_{11}, \dots, x_{R_1 R_2}) \det J, \quad (11)$$

де x_{ps}^i – i -та гілка зворотного до (9) перетворення

$$\text{змінних}; J = \frac{\partial(x_{11}^1, \dots, x_{R_1 R_2}^1)}{\partial(y_{11}, \dots, y_{R_1 R_2})}$$

є якобіан перетворення змінних.

У даному випадку $\det J = 1$, а співвідношення (11) приймає вигляд

$$\begin{aligned} w_z(y_{11}, \dots, y_{R_1 R_2}) &= \\ &= w_r(y_{11} + y_{p_0s_0}, \dots, y_{p_0s_0}, \dots, y_{R_1 R_2} + y_{p_0s_0}). \end{aligned} \quad (12)$$

Позначимо через F_z R -мірну функцію розподілу ймовірності вектора \mathbf{z} . Тоді справедливий ланцюжок рівностей

$$\begin{aligned} P_{p_0s_0} &= \mathbf{P}(A/H_{p_0s_0}) = \mathbf{P}(z_{11} < 0, \dots, z_{p_0s_0} < \infty, \\ &\dots, z_{R_1 R_2} < 0) = F_z(0, \dots, 0, \infty, 0, \dots, 0) = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} dy_{p_0s_0} \prod_{(p,s) \in \overline{1, R_1} \times \overline{1, R_2} \setminus \{(p_0, s_0)\}} \int_{-\infty}^0 dy_{ps} w_z(y_{11}, \dots, y_{R_1 R_2}) = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} dy_{p_0s_0} \prod_{(p,s) \in \overline{1, R_1} \times \overline{1, R_2} \setminus \{(p_0, s_0)\}} \int_{-\infty}^0 dy_{ps} w_r(y_{11} + y_{p_0s_0}, \\ &\dots, y_{R_1 R_2} + y_{p_0s_0}) = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} dy_{p_0s_0} \prod_{(p,s) \in \overline{1, R_1} \times \overline{1, R_2} \setminus \{(p_0, s_0)\}} \int_{-\infty}^{y_{p_0s_0}} dy_{ps} w_r(y_{11}, \\ &\dots, y_{R_1 R_2}). \end{aligned} \quad (13)$$

Таким чином, в загальному випадку для розрахунку ймовірності суміщення зображень необхідно знати багатовимірний розподіл значень ВФ (відліків) для всіх фрагментів ПЗ.

У припущенні, що змінні в (12) розділяються, формулу (13) запишемо у вигляді

$$\begin{aligned} P_{p_0s_0} &= \mathbf{P}(A/H_{p_0s_0}) = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} w_{r_{p_0s_0}} dy_{p_0s_0} \int_{-\infty}^{y_{p_0s_0}} \dots \int_{-\infty}^{y_{p_0s_0}} w_{r_{ps}}(y_{ps}) \times \\ &\times \prod_{(p,s) \in \overline{1, R_1} \times \overline{1, R_2} \setminus \{(p_0, s_0)\}} dy_{ps}. \end{aligned} \quad (14)$$

На підставі (14) можна одержати вираз, що описує ймовірність правильної локалізації об'єкту при використанні кореляційного алгоритму порівняння зображень. Врахуємо, що час накопичення сигналу в даних системах малий. Це дозволяє вважати випадкові величини, що входять у вираз (14), розподіленими за нормальним законом.

Перейдемо до нормованого щодо σ_{ij} ПЗ і визначимо математичні сподівання і дисперсії параметрів, що входять до критеріальної функції для кореляційного алгоритму

$$r_{ps} = (e, t^{ps}) = \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} e_{ij} t_{ij}^{ps}, \quad p \in \overline{1, N_1}, s \in \overline{1, N_2}. \quad (15)$$

Для ПЗ $t_{ij}^{ps} = a_{ij}^{ps} + n_{ij}$, $i \in \overline{1, N_1}$, $j \in \overline{1, N_2}$, в якому прийняті такі позначення:

$$\begin{aligned} t_{ij}^{ps} &= \frac{\tilde{t}_{ij}^{ps} - \bar{t}^{ps}}{\sigma(t_{ij}^{ps})}; \quad a_{ij} = \frac{\tilde{a}_{ij}^{ps} - \bar{a}^{ps}}{\sigma(a_{ij}^{ps})}; \\ n_{ij} &= \frac{\tilde{n}_{ij} - \bar{n}}{\sigma_{ij}}; \quad e_{ij} = \frac{\tilde{e}_{ij} - \bar{e}}{\sigma(e_{ij})}, \end{aligned} \quad (16)$$

де

$$\begin{aligned} \bar{t}^{ps} &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} t_{ij}^{ps}; \\ \sigma(t_{ij}^{ps}) &= \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} (t_{ij}^{ps} - \bar{t}^{ps})^2 \right)^{1/2}; \quad N = N_1 N_2, \\ t_{ij}^{ps} &= \left(\tilde{t}_{ij}^{ps} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} t_{ij}^{ps} \right) / \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} (t_{ij}^{ps} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} t_{ij}^{ps})^2 \right)^{1/2} \end{aligned}$$

(аналогічний вигляд мають вирази для параметрів, що входять в a_{ij} , n_{ij} , e_{ij}) вирази для математичного сподівання і дисперсії параметрів критеріальної функції матимуть такий вигляд:

$$\begin{aligned} \mu_1(r_{ps}) &= \langle r_{ps} \rangle = \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} e_{ij} \langle t_{ij}^{ps} \rangle = \\ &= \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} e_{ij} a_{ij}^{ps}, \quad \tilde{n}_{ij}^{ps} \in N(0, \sigma_{ij}); \end{aligned} \quad (17)$$

$$\mu_1(r_{p_0s_0}) = \langle r_{p_0s_0} \rangle = \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} e_{ij} a_{ij}^{p_0s_0} = \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} e_{ij}^2; \quad (18)$$

$$\mu_2(r_{p_0s_0}) = \sigma_{r_{p_0s_0}}^2 = \langle r_{p_0s_0}^2 \rangle = \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} e_{ij}^4; \quad (19)$$

$$\begin{aligned} \mu_2(r_{ps}) &= \sigma_{r_{ps}}^2 = \langle r_{ps}^2 \rangle = \\ &= \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} e_{ij}^2 \langle (t_{ij}^{ps})^2 \rangle = \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} e_{ij}^2 \sigma_{ij}^2. \end{aligned} \quad (20)$$

За фізичним сенсом параметр

$$q = \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} (a_{ij} - \bar{a})^2 = \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} \frac{(\tilde{a}_{ij} - \bar{a})^2}{\sigma_{ij}^2}$$

є відношенням енергії ПЗ до дисперсії адитивного шуму і може трактуватися як відношення сигнал/шум в ПЗ. Можна показати, що

$$w_{r_{ps}}(y_{ps}) = \frac{1}{\sqrt{\sigma_{r_{ps}}^2}} \tilde{w}_{r_{ps}} \left(\frac{y_{ps} - \langle r_{ps} \rangle}{\sqrt{\sigma_{r_{ps}}^2}} \right)$$

Підставивши це співвідношення в (14) і, зробивши заміну змінної $x = (y_{p_0 s_0} - \langle r_{p_0 s_0} \rangle) / \sqrt{\sigma_{r_{p_0 s_0}}^2}$, одержимо вираз

$$P_{p_0 s_0} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-x^2/2} dx \prod_{(p,s) \in I, R_1 \times I, R_2 \setminus (p_0, s_0)} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{r_{ps}}^2}} \times \int_{-\infty}^{\sqrt{\sigma_{r_{p_0 s_0}}^2} + \langle r_{p_0 s_0} \rangle} \exp \left\{ -\frac{[y_{ps} - \langle r_{ps} \rangle]^2}{2\sigma_{r_{ps}}^2} \right\} dy_{ps} \quad (21)$$

Виконавши відповідно до виразу (21) інтегрування, одержимо аналітичний вираз ймовірності правильної локалізації KE СН об'єкту на ПЗ

$$P_{пл} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-x^2/2} \prod_{(p,s) \in I, R_1 \times I, R_2 \setminus (p_0, s_0)} \left\{ \Phi \left(\frac{x \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} e_{ij}^2 + \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} e_{ij}^2 - \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} e_{ij} a_{ij}^{ps}}{\sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} e_{ij} \sigma_{ij}} \right) \right\} dx \quad (22)$$

На підставі запропонованого підходу до оцінки ймовірності правильної локалізації об'єкту ССН проведені чисельні розрахунки, надані на рис.1 у вигляді графіка залежності ймовірності правильної локалізації об'єкту від відношення сигнал/шум q на виході KE СН і числа бічних викидів ВФ.

Аналіз залежності, наданої на рис.1, показує, що протидія KE СН, направлена на збільшення завадової складової поточного зображення об'єкту, обумовлене застосуванням КРП, що призводить до зменшення відношення сигнал/шум на виході приймального пристрою СН, характеризується зниженням ймовірності правильної локалізації об'єкту.

Розрахунки показують, що вирівнювання РМ контрастів об'єкт-фон за рахунок використання КРП до значень 12 – 60 К призводить до зниження відношення сигнал/шум ПЗ до значень $q \sim 2$ і збільшенню числа аномальних викидів ВФ до 20, що, у свою чергу, призводить до зниження ймовірності правильної локалізації об'єкту KE ССН до величин порядку 0,2 – 0,3.

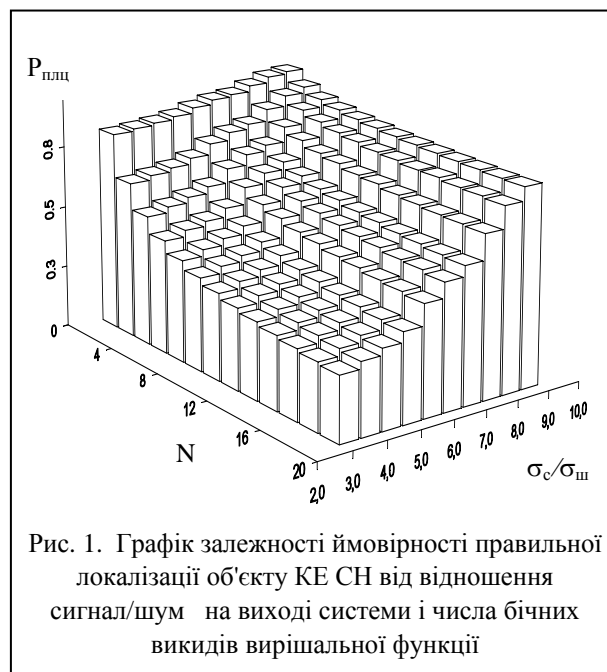


Рис. 1. Графік залежності ймовірності правильної локалізації об'єкту KE СН від відношення сигнал/шум на виході системи і числа бічних викидів вирішальної функції

Для повноти оцінки ефективності заходів, що вживаються, по захисту наземних об'єктів ВВТ від СН KE типу виконано імітаційне моделювання процесу локалізації захищеного покриттям наземного об'єкту з використанням алгоритму пошарової локалізації і знаходження контуру зображення цілі, що перевищує за перешкодостійкістю кореляційний алгоритм більш ніж на 50%.

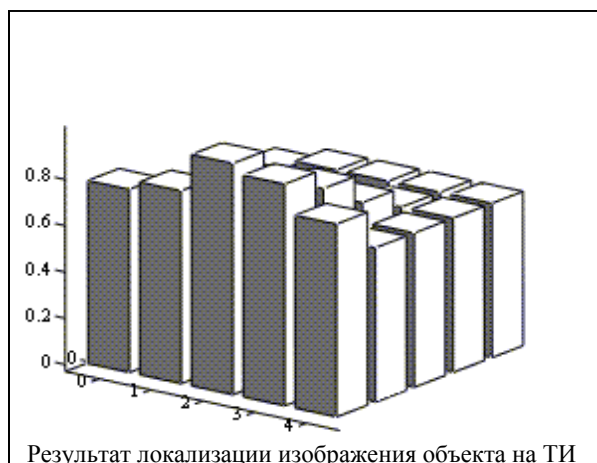
На рис. 2, 3 зображені реалізації ВФ локалізації зображення об'єкту на ПЗ для величин відношення сигнал/шум: $q = 4$, $q = 0$, відповідно, і закритті не менше 70% площі об'єкту.

Висновки

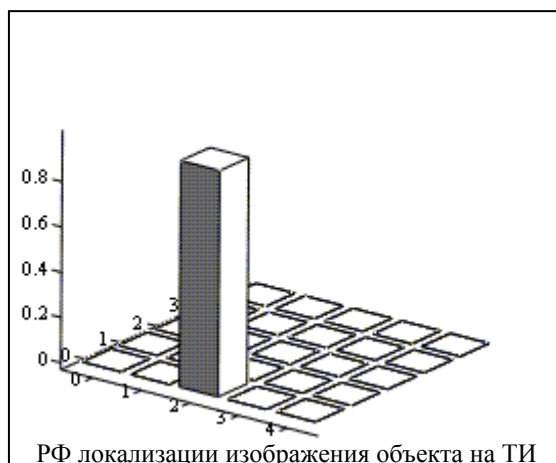
Таким чином, одержані аналітичні співвідношення ймовірності правильної локалізації об'єкту матричної KE СН для довільного і кореляційного алгоритмів порівняння зображень. Чисельні розрахунки ймовірності правильної локалізації об'єкту, а також результати імітаційного моделювання показали, що застосування КРП призводить до зменшення ймовірності правильної локалізації об'єктів до значень близько 0,2 – 0,3 і формуванню неоднозначної вирішальної функції при закритті не менше 70% площі об'єкту. Результати теоретичної оцінки задовільно співпадають з результатами статистичних випробувань алгоритму.

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. А.М. Сотников, А.Б. Гаврилов Модель противодействия управляемым средствам поражения с радиометрическими головками самонаведения // Системи обробки інформації. – Х.: ХВУ, 2004. – Вип. 11 (39). – С.185–190.

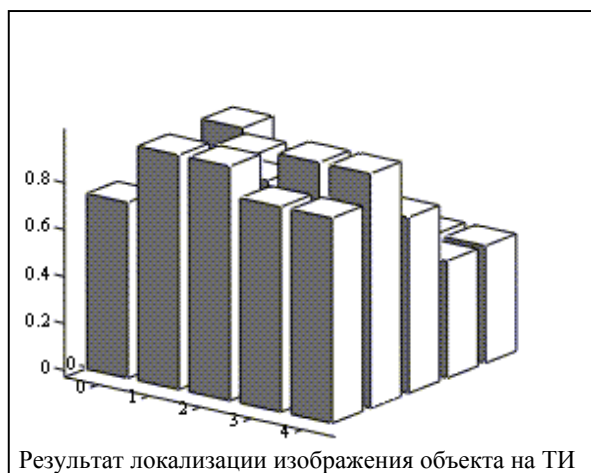


SR

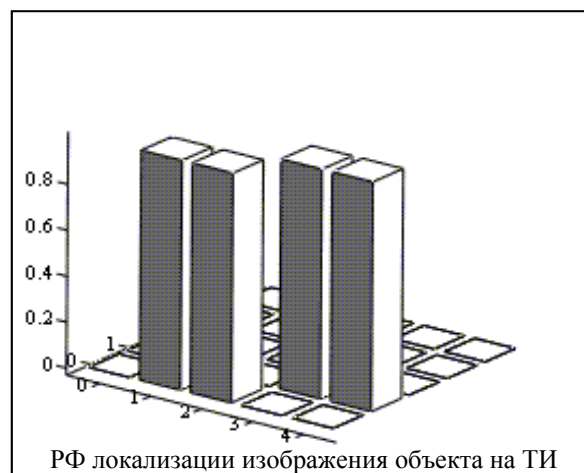


SS

Рис. 2. Результати правильної локалізації зображення об'єкту на ПЗ при $S = 70\%$, $q \approx 4$



SR



SS

Рис. 3. Результати правильної локалізації зображення об'єкту на ПЗ при $S = 70\%$, $q \approx 0$

2. Бочкарев М.А. Корреляционно-экстремальные системы навигации // Зарубежная радиоэлектроника. – 1981. – № 9. – С. 28 – 52.

3. Антюфеев В.И., Быков В. Н., Макаренко Б.И. Применение принципов радиометрии в корреляционно-экстремальных системах навигации летательных аппаратов // Арсенал XXI сторіччя. – 2002. – № 1. – С. 37 – 41.

4. Методы фильтрации сигналов в корреляционно-экстремальных системах навигации / В.К. Баклицкий, А.М. Бочкарев, М.П. Мусьяков; под ред В.К. Баклицкого. – М.: Радио и связь, 1986. – 216 с.

5. Сотников А.М., Гаврилов А.Б. Оценка вероятности распознавания объекта при постановке маскирующих помех // Радиоэлектронные и компьютерные системы. – 2005. – № 3 (11). – С.10 – 14.

6. А.М. Сотников, С.В. Арепьев. Влияние помех на качество функционирования систем навигации // Информационные системы. – Х.: НАНУ, ПАНМ, ХВУ, 1997. – Вып. 1 (5). – С. 49 – 54.

7. Пустоваров В.Е., Сотников А.М., Пустоваров В.В. Противодействие радиометрическим системам навигации // Системи обробки інформації. – Х.: ПАНМ, ХВУ 2001. – Вып.1 (11). – С. 191 – 193.

8. Красовский А. А. Динамика непрерывных самонастраивающихся систем. – М.: Физматгиз, 1963. – 326 с.

9. Куликов Е.Н., Трифонов А.Г. Оценка параметров сигналов на фоне помех. – М.: Советское радио, 1978. – 296 с.

10. Боровков А.А. Математическая статистика: Учебник. – М.: Наука, Главная редакция физико-математической литературы, 1984. – 472 с.

Надійшла 7.05.2006

Рецензент: д-р техн. наук професор В.І. Карпенко, Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба.