

## ІЄРАРХІЧНИЙ МЕТОД ВИЯВЛЕННЯ МАЛОРОЗМІРНОГО РУХОМОГО ОБ'ЄКТА

*Пропонується ієрархічний метод виявлення, який ґрунтується на використанні технології відсіваючого експерименту при накопиченні енергії сигналів уздовж можливих траєкторій руху малорозмірного об'єкта методом Хока.*

### Вступ

На даний час повною мірою виявилось протиріччя між перспективами розвитку об'єктів локації і локаційних засобів. Продовжують знижуватися габарити об'єктів локації. Практично вичерпані можливості щодо нарощування потенціалу локаційних засобів. Дане протиріччя особливе значуще при розв'язанні задачі виявлення мало розмірного рухомого об'єкта.

### Аналіз літератури

При виявленні малорозмірного рухомого об'єкта стробовий метод, який базується на логічному накопиченні, не може бути застосований [1]. Даний метод створювався як евристичний, призначений для виявлення контрастних об'єктів. При високому рівні порога в пристроях первинної обробки (ППО) сигнали від малогабаритних об'єктів залишаються під порогом. Зниження рівня порога в ППО приводить до лавиноподібного зростання кількості хибних відміток, що принципово неможливо обробити при будь-якому рівні розвитку обчислювальної техніки. Гранично висока трудомісткість методу перебору гіпотез про сполучення відміток не залишає надій і на його реалізацію [2].

Виявлення нерухомих малорозмірних об'єктів здійснюється шляхом незалежного накопичення енергії сигналів, що відповідають кожному елементарному об'єму розділення (ЕОР) зони огляду (ЗО) [3]. Можливий подібний метод виявлення рухомого об'єкта, який ґрунтується на табуляції функції правдоподібності. Використання для цього технології Хока [4] дозволить накопичити енергію сигналів уздовж траєкторії об'єкта, не відслідковуючи його координати, які змінюються в часі. Евристичні методи виявлення рухомих об'єктів, що ґрунтуються на технології Хока, уперше були запропоновані в [5, 6].

### Постановка задачі

Статистичні характеристики перешкоди постійні в часі і просторі. У ППО виставлено поріг. Йому відповідає ненульова, постійна, відома умовна імо-

вірність хибної тривоги на виході ППО  $F$ . Хибні відмітки між собою незалежні, їх координати розподілені рівномірно в зоні огляду. Реалізації амплітуд і координат відміток незалежності. Якщо об'єкт знаходиться в ЗО, то на кожному з  $T$  оглядів має місце відбитий сигнал. Розглядається випадок сигналу, який флукутує з випадковою амплітудою і початковою фазою з амплітудним множником, розподіленим за законом Релея [3]. Флуктуації амплітуд відносяться до класу повільних, які не спотворюють структуру сигналу [3]. Модуль кореляційного інтеграла є одним з параметрів відмітки, називається її амплітудою  $A$  і розподілений за законом Релея з дисперсіями  $1$  і  $1 + 0,5q^2$  при наявності й відсутності об'єкта відповідно, де  $q^2$  – відношення сигнал–шум (ВСШ) сигналу за потужністю. Умовна імовірність формування на  $t$ -му огляді відмітки дорівнює  $D_t = F^{1/(1+0,5q^2)}$  [3]. Сигнали на різних оглядах незалежні. Помилки відміток координат об'єкта розподілені за нормальним законом з нульовим середнім і заданою кореляційною матрицею.

Необхідно розробити метод виявлення малорозмірного рухомого об'єкта, реалізований у реальному масштабі часу.

За умов поставленої задачі вираз для імовірності формування сукупності  $K$  відміток на огляді при наявності в зоні огляду з  $V$  ЕОР об'єкта з параметрами  $\theta$  при  $F \neq 0$ ,  $F \neq 1$ ,  $P_A(A_i/0) \neq 0$  набере вигляду [7]

$$P_{y/\theta}(\bar{Y}/\theta) = P_{y/0}(\bar{Y}/0) \times \left[ \frac{1 - D_\theta}{1 - F} + \frac{D_\theta}{F} \sum_{i=1}^K \frac{P_A(A_i/\theta)}{P_A(A_i/0)} \frac{P_K(y_i/\theta)}{C} \right], \quad (1)$$

$$\text{де } P_{y/0}(\bar{Y}/0) = F^K (1 - F)^{V-K} C^K \prod_{i=1}^K P_A(A_i/0); \quad (2)$$

$P_A(A_i/\theta)$ ,  $P_K(y_i/\theta)$  – імовірність формування значень координат  $y_i$  та амплітуди  $A_i$   $i$ -ї відмітки за умови, що вона породжена об'єктом з параметрами  $\theta$ ;

$C$  – константа, яка обернено пропорційна розмірові ЗО.

**Виявлення детермінованої траєкторії.** Нехай траєкторія об'єкта відома. Нехай координатна складова  $P_K(y_i/\theta)$  замінена ключовою функцією так, що на кожному огляді об'єктові однозначно поставлений у відповідність один цільовий ЕОР. Нехай через наявність порогів у ППО за  $T$  зондувань у цільових ЕОР тільки  $N$  раз буде сформована відмітка ( $N \leq T$ ). Перенумеруємо огляди так, що поріг у ППО перевищує на  $N$  перші з них. При цьому вираз для спільного закону формування  $N$  відміток та їм відповідних амплітуд у  $T$  цільових ЕОР має вигляд

$$P_{y/\theta_m}(N, A_1, \dots, A_N) = \prod_{i=1}^N D_{t(i)} \frac{1}{D_{t(i)}} \frac{A_{t(i)}}{1 + 0,5q_t^2} \times \exp\left(\frac{-A_{t(i)}^2}{2 + q_t^2}\right) \prod_{i=N+1}^T (1 - D_{t(i)}); \quad (3)$$

$$P_{y/\theta}(N, A_1, \dots, A_N) = \prod_{i=1}^N F_{t(i)} \frac{1}{F_{t(i)}} A_{t(i)} \exp\left(-A_{t(i)}^2/2\right) \prod_{i=N+1}^T (1 - F_{t(i)}). \quad (4)$$

Згідно з (3), (4) розв'язувальне правило (РП) виявлення рухомого об'єкта з відомою ефективною поверхні розсіювання (ЕПР) при наявності порогів у ППО має вигляд

$$\sum_{i=1}^N \lambda_{t(i)} A_{t(i)}^2 \geq \ln \Pi_0 + \sum_{i=1}^N \ln(1 + 0,5q_t^2) - \sum_{i=N+1}^T \ln \frac{1 - D_{t(i)}}{1 - F_{t(i)}}, \quad (5)$$

$$\text{де} \quad \lambda_t = \frac{q_t^2}{4 + 2q_t^2} \quad (6)$$

ваговий множник  $t$ -го огляду;

$\Pi_0$  – поріг, обумовлений, виходячи з заданого критерію виявлення [3].

Статистикою РП (5) є зважена сума квадратів амплітуд відміток. Дану статистику необхідно порівнювати зі змінним порогом, що залежить від кількості сформованих відміток (кількості сигналів, статистики яких перевищили поріг у ППО). У свою чергу, якщо припустити, що порогови в ППО відсутні, об'єкт зондувався  $N$  разів, а його дальність за час накопичення не змінювалася, РП його виявлення має вигляд [3]

$$\sum_{t=1}^N A_t^2 \geq \Pi_1. \quad (7)$$

За результатами статистичного моделювання бу-

ло встановлено, що при  $q_t = q$  застосування РП (5) стосовно РП із постійним порогом (7) виграшу практично не дає. Крім того, згідно з визначенням (9) при  $q_t \geq 4$  вагові множники  $\lambda_t$  не залежать від ВСШ сигналів і досягають свого граничного значення  $\lambda_t = \lambda = 0,5$ . Відповідно до результатів статистичного моделювання, використання вагових множників при наявності порога в ППО, що відповідає нерівності  $F \leq 10^{-3}$ , виграшу не дає. При  $F = 1 \dots 10^{-2}$  має місце невеликий виграш у показниках якості виявлення. Він тим більший, чим швидше рухається об'єкт і чим більше циклів накопичення ( $T \gg 10$ ). Таким чином, доцільно (практично без погіршення показників якості) використовувати як статистику траєкторії просту суму квадратів амплітуд відміток, сформованих в околі траєкторії.

**Одноетапний метод М-канального виявлення рухомого об'єкта.** Наявність помилок вимірювання координат об'єкта є достатньою підставою для обґрунтування заміни континуального простору параметрів траєкторії (ППТ) його дискретним аналогом – дискретною моделлю ППТ (ДМПТТ). Іншими словами, на етапі виявлення об'єкта досить ввести  $M$  можливих траєкторій його руху. На кожному огляді кожній можливій траєкторії відповідає просторовий строб, тому що відмітка від рухомого об'єкта уздовж цієї траєкторії завжди належить йому. Мінімальний розмір строба визначається помилками вимірювання координат об'єкта і відповідає одному ЕОР. Сукупність просторових стробів траєкторії на  $T$  оглядах можна назвати просторово-часовим стробом (ПЧС). При цьому слідом за введенням  $M$  можливих траєкторій може бути введено розбиття ЗО на  $T$  оглядах на  $M$  перетинні ПЧС, із одного з яких об'єкт за час виявлення не вийде.

Координата складової  $P_K(y_i/\theta)$  функції правдоподібності (1) є досить потужною селективною ознакою. У зв'язку з цим з достатнім для практики ступенем точності можна вважати, що при заданих параметрах траєкторії один з доданків (1) є домінуючим, а інші можуть бути опущені. При цьому РП виявлення рухомого об'єкта має вигляд

$$\max_{\hat{m}} \prod_{t=1}^T \max \left\{ \frac{1 - D_{\theta m t}}{1 - F}, \max_i \left[ \frac{D_{\theta m t} P_A(A_{it}/\hat{\theta}_m) P_K(y_{it}/\hat{\theta}_m)}{C P_A(A_{it}/\theta)} \right] \right\} \geq \Pi, \quad (8)$$

де  $\hat{m} = \arg \max_{\theta_m} \prod_{t=1}^T P_{y/\theta}(\bar{Y}_t/\theta_m)$ .

Для формування статистики, яка використовується в РП (8), доцільно мати поточну і підсумкову

ДМППТ. Формування підсумкової ДМППТ на основі поточних здійснюється додаванням потенціалів дискрет поточних ДМППТ, відповідальних за одну і ту ж траєкторію. Формування поточної ДМППТ доцільно здійснювати рекурентно щодо кожної відмітки окремо (технологія Хока) у такий спосіб. Для кожного ПЧС відводять елементарний нагромаджувач (ЕН). Накопичують потенціали, пропорційні енергії сигналів у всіх ЕН, що відповідають ПЧС, яким належать точки з координатами відміток. Об'єкт вважають виявленим, якщо накопичений потенціал хоча б одного ЕН перевищив поріг. При цьому параметри руху об'єкта вважають рівними параметрам ПЧС, що відповідає ЕН з максимальним накопиченим потенціалом. Показники якості запропонованого методу виявлення за умов поставленого завдання є потенційно можливими й відповідають показникам якості виявлення нерухомого об'єкта.

**Ієрархічний метод виявлення рухомого об'єкта.** Кількість можливих траєкторій  $M$  може бути настільки великою, що реалізація запропонованого методу виявиться неможливою. Зменшити кількість розглянутих траєкторій і відповідних їм ЕН можна шляхом використання технології відсіваючого експерименту [8] і відповідного їй ієрархічного виявлювача: попередньо знаходяться підозрілі класи можливих траєкторій, а потім усередині них знаходиться найкраща. Для цього на першому етапі  $M$  траєкторій поєднуються в  $M_1$  класів, шляхом установлення абсолютної або відносної байдужості до деяких параметрів руху. Об'єднання траєкторій трактується як незалежне об'єднання просторових стробів траєкторій кожного огляду. Отже,  $M$  раніше введених ПЧС мінімального об'єму поєднуються в  $M_1$  ПЧС першого етапу (ПЧСПЕ). Причому будь-який ПЧС мінімального об'єму цілком попадає тільки в один ПЧСПЕ. ПЧСПЕ можуть перетинатися. Доцільно в один ПЧСПЕ поєднувати сусідні ПЧС мінімального об'єму. Об'єднання ПЧС можна трактувати як введення моделі броунівського руху об'єкта в межах ПЧСПЕ.

Двоетапна модифікація ієрархічного методу виявлення аналогічна одноетапному  $M$ -канальному методу. Додатково перед початком першого етапу в буфер записують параметри всіх сформованих відміток. Накопичують статистики ПЧСПЕ у відведених ЕН першого етапу (ЕНПЕ) і порівнюють їх з цим порогом. При його перевищенні ПЧСПЕ розбивається на ПЧС мінімального об'єму, а йому відповідні відмітки вилучаються з буфера. Обробка вилучених відміток і ухвалення рішення про наявність рухомого об'єкта на другому етапі здійснюється також як і в одноетапному виявлювачі.

Формалізувати використання відсіваючого експерименту можна за допомогою ієрархічної форми представлення функції правдоподібності [9]. Дворівнева (за параметрами траєкторії) форма представлення функції правдоподібності має вигляд

$$P_{y/\theta}(\bar{Y}_t/\theta) = \int_{\Omega_{\theta 2}} p_a(\theta^{(2)}) P_{y/\theta}(\bar{Y}_t/\theta) d\theta^{(2)} \frac{P_{y/\theta}(\bar{Y}_t/\theta)}{P_{y/\theta_1}(\bar{Y}_t/\theta^{(1)})},$$

де  $P_{y/\theta_1}(\bar{Y}_t/\theta^{(1)}) = \int_{\Omega_{\theta 2}} p_a(\theta^{(2)}) P_{y/\theta}(\bar{Y}_t/\theta) d\theta^{(2)}$  – функція

правдоподібності першого рівня ієрархії;

$\theta^{(1)}$  – параметри класу можливих траєкторій;

$\theta^{(2)}$ ,  $\Omega_{\theta 2}$ ,  $p_a(\theta^{(2)})$  – параметри руху об'єкта, що належать заданому класові можливих траєкторій, область їх визначення та апіорна імовірність.

Для синтезу РП першого етапу ієрархічного методу виявлення використовується функція правдоподібності (ФП), отримана шляхом інтегрування вихідної. На кожному наступному етапі всі попередні функції правдоподібності ігноруються. Для синтезу РП останнього етапу ієрархічного методу виявлення використовується вихідна ФП. При цьому з зоною дії відповідних ФП і РП від етапу до етапу відбувається зворотний процес. На першому етапі цією зоною є вся ЗО, потім вона звужується до відповідних ПЧС.

Нехай задана модель рівномірного руху об'єкта на площині. Як параметри прямої використовуються траверсні кут  $\varphi$  і дальність  $\rho$ . Рух об'єкта уздовж прямої характеризується початковим положенням  $s_0$ , яке відлічується від траверзу, і швидкістю  $v \in [v_{\min}, v_{\max}]$ . Зона огляду по кожній з координат має однакові розміри. Відповідно до теорії інформації [10], використовувати строби на різних оглядах повинні мати однаковий розмір. Дану умову задовольняють тільки строби, що відповідають об'єднанню траєкторій із близькими значеннями  $\rho$  і  $s_0$ .

Варіант введення на першому етапі абсолютної байдужості за параметрами руху об'єкта уздовж прямої був запропонований вперше у [5, 6]. Одержати ФП для нього можна, проінтегрувавши вихідну ФП (1), уточнену на випадок введеної моделі руху, за положенням об'єкта на  $t$ -му циклі огляду на прямій  $s_t$ :

$$P_1(\bar{Y}_t/\rho, \varphi) = P_{y/\theta}(\bar{Y}_t/\theta) \times \left[ C_0 \frac{1 - D_{\theta t}}{1 - F} + \frac{D_{\theta t}}{FC} \sum_{i=1}^{K_t} \frac{P_A(A_{ti}/\theta_t)}{P_A(A_{ti}/\theta)} f_{\varphi\rho}(y_{ti}/\rho) dy \times B_1 \right],$$

$$\text{де } f_{\varphi\rho}(y_{ti}/\rho) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left(-\frac{(\rho - \rho_{ti})^2}{2\sigma^2}\right);$$

$$B_1 = \frac{\eta_1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{(s_t - s_{ti})^2}{2\sigma^2}\right) ds_t = \eta_1;$$

$C_0, \eta_1 = p_a(S_t)$  – константи.

У свою чергу, ФП, використовується для синтезу РП перших етапів ієрархічного методу виявлення, який ґрунтується на установленні відносної байдужості за траверсною дальністю і початковим станом, має вигляд

$$P_1(\bar{Y}_t/\theta) = P_{y/0}(\bar{Y}/0) \left[ C_0 \frac{1 - D_{\theta t}}{1 - F} + \frac{D_{\theta t}}{FC} \times \right. \\ \left. \times \sum_{i=1}^{K_t} \frac{P_A(A_{ti}/\theta)}{P_A(A_{ti}/0)} \frac{dy}{(\rho_{m \max} - \rho_{m \min})(s_{0m \max} - s_{0m \min})} \times \right. \\ \left. \times \left[ \Phi\left(\frac{\rho_{m \max} - \rho_{ti}}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{\rho_{m \min} - \rho_{ti}}{\sigma}\right) \right] \times \right. \\ \left. \times \left[ \Phi\left(\frac{s_{0m \max} + \dot{s}\Delta t - s_{ti}}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{s_{0m \min} + \dot{s}\Delta t - s_{ti}}{\sigma}\right) \right] \right],$$

де  $\rho_{ti} = \alpha_{ti} \cos \varphi + \beta_{ti} \sin \varphi$ ;

$s_{ti} = \alpha_{ti} \sin \varphi - \beta_{ti} \cos \varphi$ ;

$\alpha_{ti}, \beta_{ti}$  – координати  $i$ -ї оцінки  $t$ -го огляду.

**Необхідна кількість дискрет ДМПТТ для повного покриття ЗО просторово-часовими стробами.** Показники якості виявлення визначаються розмірами просторових стробів першого етапу, вираженими в числі ЕОР  $V_c^*$ . При цьому кількість

ЕНПЕ визначається способом повного покриття зони огляду ПЧСПЕ. Пошук повного покриття зони огляду ПЧСПЕ здійснювався при обмеженнях:

1. Розмір типового просторового строба першого етапу в ЕОР можна перерахувати в його площу з використанням співвідношення  $S_{\text{пол}}^* = V^* S_0$ , причому  $S_{\text{пол}}^* = \Delta s_0 \Delta \rho$ , де  $S_0$  – площа ЕОР,  $\Delta s_0, \Delta \rho$  – крок дискретизації за початковим станом  $s_0$  і траверсною дальністю  $\Delta \rho$ .

2. Розбиття ППТ за траверсним кутом  $\varphi$  і швидкістю  $v$  не залежить від розбиття за траверсною дальністю  $\rho$  і початковим станом  $s_0$ .

3. Параметри розбиття ППТ за траверсною дальністю  $\rho$  і початковим положенням  $s_0$  визначаються, виходячи з умови  $V_c \leq V^*$ ; крок дискретизації по них постійний, залежить від області їх визначення при заданих значеннях  $\varphi$  і  $v$ , але може змінюватися залежно від цих значень.

Використовувані в ДМПТТ значення траверсного кута можуть визначатися в такий спосіб (рис. 1). Вводиться опорна траєкторія  $E_0F_0$  з нульовою траверсною дальністю ( $\rho = 0$ ) і траверсним кутом, рівним  $\varphi_0 = 0$ . Значення кроку дискретизації за траверсною дальністю  $\Delta \rho = S_{\text{пол}}^* / \Delta s_0$  є висотою виділеної прямокутної області, що відповідає опорній траєкторії (заштрихований прямокутник ABCD). Для виключення впливу похибок вимірювання відступають від верхньої межі BC вниз і від нижньої межі AD вгору на  $5\sigma$  ( $\sigma$  відповідає значенню похибок вимі-

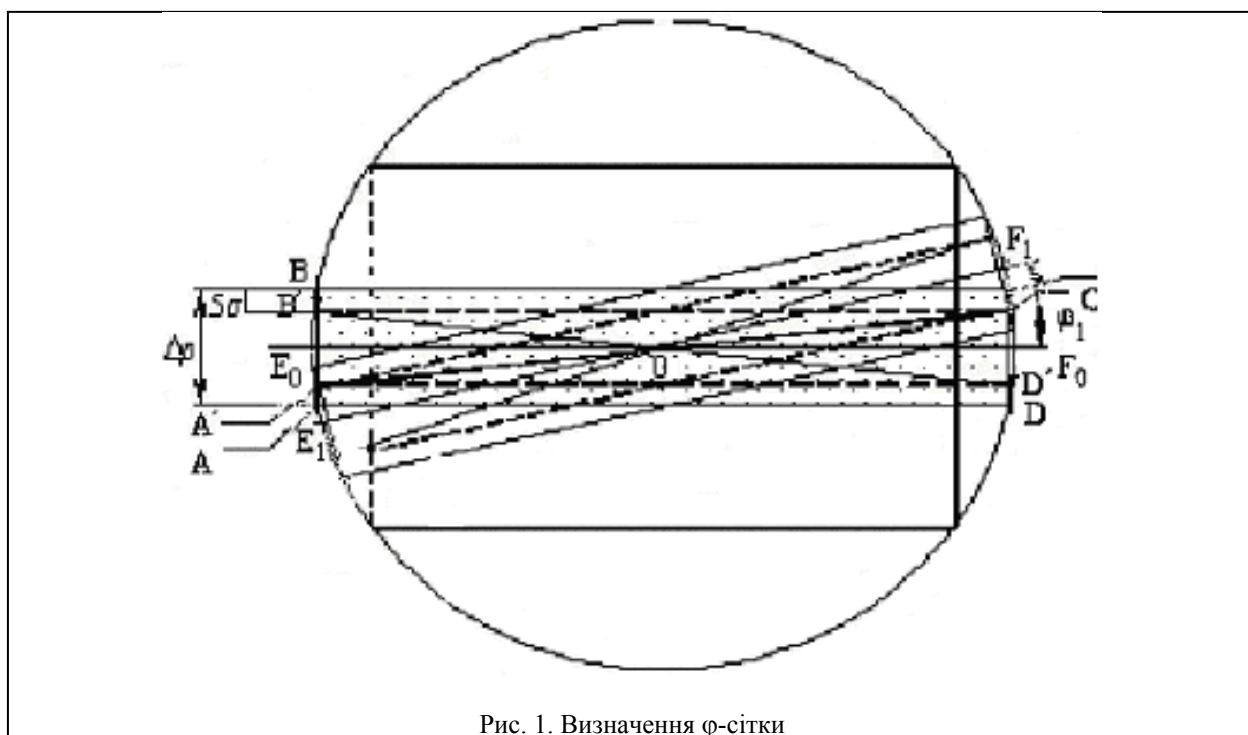


Рис. 1. Визначення  $\varphi$ -сітки

рювання). При цьому з'являються нові умовні межі просторової області В'С' і А'D'. Уводяться діагоналі зменшеної області А'С' і В'D'. Потім проводиться поворот виділеної області ЗО проти годинникової стрілки навколо центра ЗО доти, поки діагональ В'D' не співпадає з положенням, яке до повороту займала діагональ А'С'. Точки опорної траєкторії E<sub>0</sub> і F<sub>0</sub>, перемістившись по колу, відобразяться в точки E<sub>1</sub> і F<sub>1</sub>. У такий спосіб буде отримане чергове значення φ. Довести це можна тим, що у виділену область ЗО попадають усі траєкторії з траверзним кутом φ = [-γ, γ], де γ = 0,5∠А'ОВ' (γ = arctg  $\frac{0,5\Delta\rho - 5\sigma}{0,5R}$ , де R – розмір ЗО за однією координатою). Припустивши, що γ ≈ 0, можна записати наближене рівняння:

$$\gamma = \frac{0,5\Delta\rho - 5\sigma}{0,5R}.$$

Зазначена процедура повторюється доти, поки не буде обійдене повне коло. При цьому кількість необхідних дискрет за траверсною дальністю для кожного значення траверзного кута і за траверзним кутом можна приблизно вважати рівними:

$$N_\rho = \frac{R}{\Delta\rho - 10\sigma}; \quad N_\varphi = \frac{\pi R}{\Delta\rho - 10\sigma}.$$

Аналогічним чином встановлюється кількість використовуваних у ДМПТ значень швидкості і кількість дискрет ДМПТ за початковим положенням s<sub>0</sub>. Вираз для верхньої межі кількості дискрет ДМПТ має вигляд

$$N_d = N_\varphi N_\rho N_v N_{s_0}(v_{\max}) = \frac{2\pi\tau^2 T(T-1)R^2 v_{\max}(v_{\max} - v_{\min})}{(\Delta s_0 - 10\sigma)^2 (\Delta\rho - 10\sigma)^2}, \quad (9)$$

де τ – період огляду.

Виходячи з (9), мінімально необхідна кількість дискрет ДМПТ досягається при рівних значеннях областей відповідальності ДМПТ за траверсною дальністю і початковим станом Δρ = Δs<sub>0</sub> = √V\* S<sub>0</sub> :

$$N_{d\min} = \frac{2\pi\tau^2 T(T-1)R^2 v_{\max}(v_{\max} - v_{\min})}{\left(\sqrt{V^* S_0} - 10\sigma\right)^4}. \quad (10)$$

**Приклад.** Використовуючи вираз σ = κ<sub>п</sub>  $\frac{\delta}{q}$  [3],

де δ – розмір ЕОР при τ = 10, T = 10, R = 1000, δ = 4, q = 8, κ<sub>п</sub> = 1 (σ = 0,5), v<sub>max</sub> = 11, v<sub>min</sub> = 7, Δs<sub>0</sub> = Δρ = 11σ, кількість необхідних дискрет буде N<sub>dmin</sub> = 2,48·10<sup>12</sup>. Якщо R = 5000, тоді N<sub>dmin</sub> = 6,22·10<sup>13</sup>.

При використанні двоетапного методу при Δs<sub>0</sub> = Δρ = 100σ N<sub>dmin</sub> = 3,78·10<sup>4</sup>. Останнє відповідає розміру просторового строба першого етапу, який виражений у кількості ЕОР V\* ≈ 150. При V\* = 506 розмір просторового строба складе Δs<sub>0</sub> = Δρ = 190, а мінімально необхідна кількість ЕНПЕ буде дорівнювати N<sub>dmin</sub> = 2360.

**РП першого етапу.** На першому етапі двоетапного методу виявлення приймається незалежне рішення про можливу наявність або відсутність об'єкта в кожному ПЧСПЕ. Інтегрування вихідної ФП приводить до того, що за винятком граничних точок у стробах першого етапу значення координатної компоненти ФП першого етапу постійне, і вона може бути замінена ключовою функцією.

Використовуючи припущення про те, що в сумі виразу (1) один з доданків є домінуючим (сума приблизно дорівнює найбільшому доданкові), при релеївському розподілі амплітуд відміток можна записати вираз для шуканого РП, що уточнює РП з (8). Нехай у N з T просторових стробів одного ПЧСПЕ отримано не менш однієї відмітки. Тоді вираз для логарифма відношення правдоподібності на T оглядах, використовуюваного в РП, набере вигляду

$$\ln l = \sum_{k=1}^N \ln(1 + 0,5q_t^2(k)) + \sum_{k=N+1}^T \ln \frac{1 - D_{t(k)}}{1 - F_{t(k)}} + \sum_{k=1}^N \lambda_{t(k)} A_{t\max(k)}^2, \quad (11)$$

де A<sub>tmax</sub><sup>2</sup> – квадрат максимальної амплітуди відмітки строба t-го огляду.

До аналогічного результату можна прийти, якщо використовувати підставне РП [11] і робити попереднє оцінювання положення об'єкта на кожному з T оглядів у рамках моделі броунівського руху об'єкта в межах ПЧСПЕ. При цьому просторовий строб першого етапу на будь-якому огляді варто вважати сукупністю V\* ЕОР з незалежними статистиками, в одному з яких рівномірно знаходиться об'єкт або об'єкт у даному стробі зовсім відсутній.

Вираз для логарифма відношення правдоподібності, що відповідає РП першого етапу двоетапного виялювача (11), аналогічний відповідному виразу для виялювача детермінованої траєкторії (5). Відрізняються вони лише статистикою. Раніше (5) у її якості використовувалися квадрати амплітуд відміток, що відповідають цільовим ЕОР кожного огляду. Вираз (11) як статистику пропонує використовувати максимальні значення квадратів амплітуд відміток, що потрапили в задані просторові строби першого етапу. Ґрунтуючись на результатах статистичного моделювання, у статистиці (11) два перші доданки

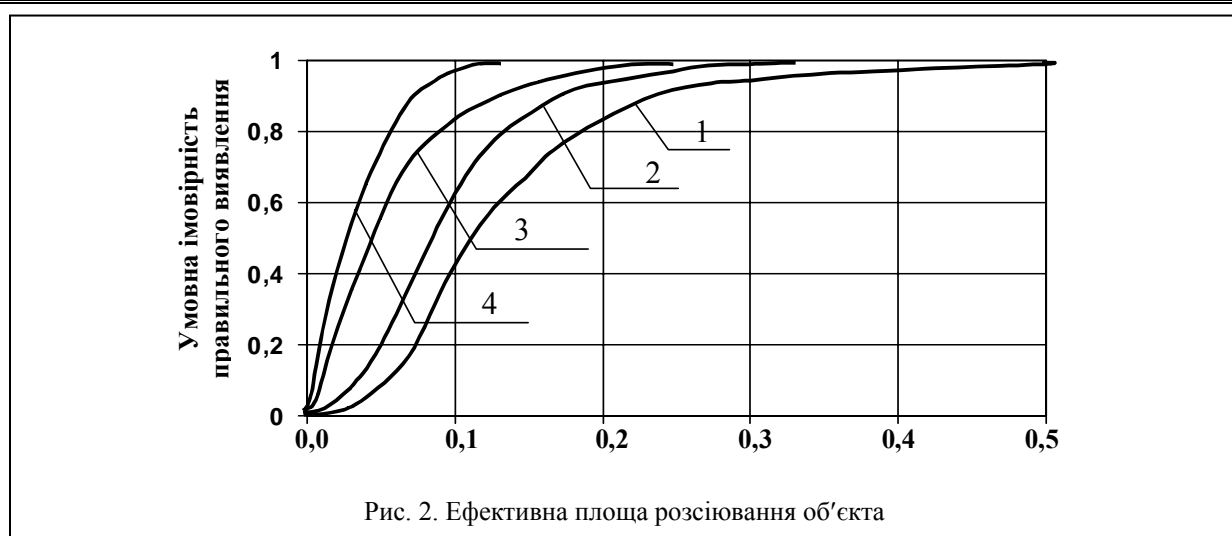


Рис. 2. Ефективна площа розсіювання об'єкта

можна опустити. Вагові множники  $\lambda_t$  доцільно використовувати лише при виявленні об'єктів, що швидко рухаються, з дуже малою ЕПР, для стійкого виявлення яких необхідно тривале накопичення ( $T > 10$ ).

**Вірогідність виявлення.** Оцінка показників якості запропонованого методу виявлення проводилася методом статистичного моделювання. На рис. 2 наведені криві виявлення об'єкта, що рухається по моделній траєкторії стробовим методом за критерієм 2/3 (крива 1) [1], методом накопичення бінарно-квантованих амплітуд сигналів на рівні порога в ППО (крива 2) і запропонованим методом (криві 3, 4). Причому криві 1 – 3 отримані для порога в ППО, що відповідає  $F = 10^{-6}$ , а крива 4 – для  $F = 10^{-3}$ . Значення умовної імовірності хибного виявлення траєкторії для всіх кривих дорівнює  $10^{-6}$ .

### Висновки

Запропоновано ієрархічний метод виявлення рухомого об'єкта, який використовує післяпорогове накопичення енергії сигналів уздовж можливих траєкторій руху об'єкта. Даний метод ґрунтується, поперше, на технології Хока, що дозволяє робити зазначене накопичення без відстеження координат об'єкта, які змінюються в часі. По-друге, на технології відсіваючого експерименту, що дозволяє істотно скоротити кількість розглянутих гіпотез про можливі траєкторії руху об'єкта і, як наслідок, скоротити на порядки необхідні для реалізації методу обчислювальні ресурси, насамперед, обсяги пам'яті. Згідно з даними статистичного моделювання, використання запропонованого методу дозволяє зменшити граничну ЕОР об'єктів, що виявляються, у 4 рази. При цьому вірогідність виявлення малорозмірного рухомого об'єкта практично тотожна вірогідності виявлення нерухомого.

### СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. Кузьмин С.З. Цифровая радиолокация. Введение в теорию. – К.: Изд-во КвіЦ, 2000. – 428 с.
2. Левин Б.Р., Тегина Н.В., Юдицкий А.И. Алгоритм различения траекторий движущихся объектов и оценки их координат // Радиотехника и радиоэлектроника. – 1982. – Т. 27, № 10. – С. 1942 – 1948.
3. Радиоэлектронные системы: основы построения и теория: Справочник / Ширман Я.Д., Лосев Ю.И., Минервин Н.Н. / Под ред. Я.Д. Ширмана. – М.: ЗАО «МАК-ВИС», 1998. – 828 с.
4. Pat. 3069354 USA. Method and means for recognizing complex patterns / Pat. 3069354 USA; P.V.C. Hough. – 1962.
5. Деденок В.П., Писаренко Г.Г., Саваневич В.Е. Обнаружение объектов с локально неизменными параметрами движения / Під ред. Я.П. Драгана // Зб. наук. пр. міжнародного симпозиуму «Імовірнісні моделі та обробка випадкових сигналів і полів». – Львів-Харків-Тернопіль, 1993. – Т. 2, ч. 1. – С. 98 – 104.
6. Деденок В.П. Многоэтапное обнаружение и определение начальных параметров орбит космических объектов // Системы информационного взаимодействия: Сб. науч. тр. – Х.: НАНУ, ПАНИ, ХВУ. – 1996. – С. 35 – 39.
7. Саваневич В.Е. Оценка параметров близких траекторий с использованием совместного распределения отметок на обзорах // Зб. наук. пр. ХВУ. – Х.: ХВУ, 2003. – Вып. 3(46). – С. 70 – 75.
8. Ермаков С.М., Жиглявский А.А. Математическая теория оптимального эксперимента. – М.: Наука, 1987. – 320 с.
9. Саваневич В.Е., Ветлугин Е.В. Введение и оптимизация параметров иерархической формы представления функции правдоподобия при классификации локационной информации // Системы обработки информации: Зб. наук. пр. – Х.: НАНУ, ПАНМ, ХВУ, 2002. – Вып. 1(17). – С. 27 – 33.
10. Стратонович Р.Л. Теория информации. – М.: Сов. радио, 1975. – 424 с.
11. Гупал А.М., Пашко С.В., Сергиенко И.В. Эффективность байесовской процедуры классификации объектов // Кибернетика и системный анализ. – 1995. – № 4. – С. 76 – 89.

Надійшла 03.04.2005

Рецензент: д-р техн. наук професор О.І. Сухаревський, Об'єднаний науково-дослідний інститут ЗС, Харків.