

УДК 621.396.96

С.А. Войтович, С.Б. Клімов, С.Г. Шило

Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба

МЕТОД ОБ'ЄДНАННЯ ІНФОРМАЦІЇ В СИСТЕМАХ ОБРОБКИ РАДІОЛОКАЦІЙНОЇ ІНФОРМАЦІЇ З ВРАХУВАННЯМ ЧАСУ НАДХОДЖЕННЯ ДАНИХ ВІД ДЖЕРЕЛ

Розглядається метод об'єднання координатних параметрів та ознак повітряних об'єктів, який враховує розбіжності в часі надходження інформації від декількох джерел.

координатні параметри, повітряні об'єкти, радіолокаційна інформація

Вступ

Постановка проблеми. Процес об'єднання інформації про повітряну обстановку від сукупності різнотипних джерел реалізується в системах обробки радіолокаційної інформації (СОРЛІ) в складних умовах радіолокаційного спостереження. Це зумовлюється маневруванням та постановкою завдань повітряними об'єктами (ПО), їх великою просторовою щільністю, дією природного шумового фону та іншими чинниками. При цьому процес спостережамості ПО джерелами радіолокаційної інформації (ДРЛІ) носить випадковий характер, координатні параметри та ознаки які оцінені на джерелах та надходять на вхід СОРЛІ мають суттєві розбіжності щодо їх змісту. Крім того, інформація надходить від джерел в різні моменти часу і розрахунки, що пов'язані з приведенням оцінок до єдиного моменту часу для ототожнення, призводять до зростання помилок, в основному, за рахунок похибок екстраполяції. Існуючі методи об'єднання інформації про повітряну обстановку не враховують розбіжностей щодо складу інформації, що не дозволяє СОРЛІ у вказаних умовах забезпечити потрібні значення показників якості інформації про повітряну обстановку.

Для вирішення цієї актуальної задачі необхідно розробити метод об'єднання інформації про координатні параметри та різнорідні ознаки повітряних об'єктів, який би дозволив врахувати особливості функціонування різнотипних джерел, а також розбіжності в часі надходження даних від ДРЛІ та зменшити похибки оцінювання.

Аналіз літератури. Стосовно проблеми оптимізації об'єднання РЛІ від множини джерел в роботах [1 – 3] розглянуті методи та алгоритми об'єднання інформації що реалізують принцип сумісної обробки оцінених значень координат ПО від нерівноточних ДРЛІ. Приведені оцінки ефективності запропонованих методів свідчать про покращення точнісних оцінок параметрів узагальнених траєкторій ПО в середньому на 15 – 20% та про зниження вартості обробки інформації пропорційно збільшен-

ню кількості вимірювачів [2]. Але в той же час запропоновані методи об'єднання інформації використовують інформацію тільки про координатні параметри ПО. Розбіжності різнотипних джерел щодо складу видаваної інформації про сигнальні, траєкторні та поведінкові ознаки а також результати попереднього розпізнавання ПО, не враховуються. Це може призводити до прийняття помилкових рішень при оцінюванні параметрів потоку ПО та знижувати ефективність функціонування СОРЛІ. При обробці інформації в СОРЛІ узагальнена траєкторія (УТ) ПО являється частковою траєкторією (ЧТ) одного з джерел [2]. Суттєвим недоліком запропонованих методів також являється спрощений облік часу отримання оцінок параметрів ЧТ по одному й тому ж ПО на різних джерелах, що призводить до неприпустимого зростання помилок екстраполяції, особливо при маневруванні ПО.

Таким чином, питання підвищення якості інформації про повітряну обстановку, що видається споживачам, за рахунок врахування розбіжностей в складі координатної та ознакової інформації а також часу надходження даних від джерел та зменшення похибок екстраполяції при сумісному об'єднанні РЛІ в СОРЛІ, є актуальними та потребують свого вирішення.

Мета статті. В статті розглядається метод сумісного об'єднання різнорідної координатної та ознакової інформації від сукупності джерел в СОРЛІ, котрий дозволяє усунути недоліки притаманні існуючим методам, і за рахунок цього скоротити час на обробку РЛІ та підвищити якість інформації, що видається споживачам.

Основний розділ

Розробка метода сумісного об'єднання різнорідної координатної та ознакової інформації від сукупності джерел в СОРЛІ здійснюється за припущень, що кожен вимір, який надходить від будь-якого з джерел, породжений не більш ніж одним ПО при відсутності розмноження відміток. Складові векто-

рів спостереження координатних параметрів \bar{y}_Σ та сигнальних ознак \bar{x}_Σ характеризуються випадковими похибками, що розподілені за нормальним законом з відомими СКВ – $\sigma_{\bar{y}_\Sigma}$, і $\sigma_{\bar{x}_\Sigma}$. Систематичні похибки вимірювань на джерелах можуть бути усунені і при розробці методу не враховуються.

Розглядається радіолокаційна обстановка в зоні огляду гіпотетичного радіолокатора, яка накриває сукупність зон огляду різнотипних джерел, які перетинаються, а також розриви між. В результаті спостережень, від сукупності ДРЛІ, в черговому α – му такті оновлення інформації надходить l відміток, котрі характеризуються векторами спостереження координатних параметрів $\bar{y}_\Sigma = \bar{y}_1, \dots, \bar{y}_l$, а також векторами спостереження ознак $\bar{x}_\Sigma = \bar{x}_1, \dots, \bar{x}_l$. Необхідно оцінити кількість ПО \mathfrak{E} , їх вектори стану $\mathfrak{E}_1, \dots, \mathfrak{E}_n$ та класи $\mathfrak{K}_\Sigma = \mathfrak{K}_1, \dots, \mathfrak{K}_n$.

Метод сумісного об'єднання координатних та некоординатних параметрів траєкторій і оцінювання кількості ПО передбачає виконання наступних процедур третинної обробки РЛІ [1, 3 – 7]:

а) узгодження в часі множини вимірів координат та різнорідних ознак ПО, отриманих від множини джерел;

б) перерахунок вимірів координатних параметрів з систем координат конкретних ДРЛІ в систему координат СОРЛІ;

в) прийняття рішень про тотожність вимірів та оцінок координат та різнорідних ознак на різнотипних ДРЛІ, а також результатів попереднього розпізнання ПО;

г) отримання оцінки кількості ПО ВО \mathfrak{E} , векторів стану координатних параметрів $\mathfrak{E}_1, \dots, \mathfrak{E}_n$ і класів $\mathfrak{K}_\Sigma = \mathfrak{K}_1, \dots, \mathfrak{K}_n$ для всіх узагальнених траєкторій.

До попередньої обробки РЛІ в СОРЛІ відносяться процедури а) та б). Їх результатом являються перераховані значення координат ПО із систем координат ДРЛІ в систему координат СОРЛІ та зазвичай екстраполяція виміряних джерелами значень координат ПО на момент обробки (видачі) в СОРЛІ. При цьому час отримання кожної з оцінок координатних параметрів ПО на джерелах в одному циклі видачі РЛІ суттєво відрізняється. Приведення в СОРЛІ відміток від джерел на момент видачі споживачеві призводить до суттєвих втрат часу та до зростання помилок екстраполяції, що зменшує точність результуючих оцінок УТ.

Спосіб вирішення проблеми узгодження в часі часткових оцінок від ДРЛІ з підвищенням точності результуючих оцінок УТ розглядається для ситуації одноцільової обстановки при сумісній обробці двох

відміток які надійшли від двох однотипних ДРЛІ, тобто для СКВ вимірів ДРЛІ справедливо $\sigma_{\mathfrak{E}_{изм1}} = \sigma_{\mathfrak{E}_{изм2}} = \sigma_{\mathfrak{E}_{изм}}$. Процедура розглядається

по одній оціненій на джерелах координаті \mathfrak{E} . Рахується, що час на виконання процедури а), так само як і процедур б) – г), є величина більш високого порядку малості по відношенню до періоду видачі інформації споживачам.

Для наочності результатів процедуру а) доцільно розглядати за припущення, що ПО здійснює маневр за курсом великої інтенсивності.

Припустимо, що оцінка координатних параметрів ПО від ДРЛІ №1 надходить на обробку в СОРЛІ раніше ніж аналогічна оцінка від ДРЛІ №2. Традиційні методи пропонують в такому випадку приведення першої та другої отриманих оцінок на момент часу обробки (видачі) та їх сумісну обробку, що в умовах здійснення маневру ПО призводить до значного розростання похибок екстраполяції і відповідно, до зростання результуючої похибки оцінки параметрів УТ.

Сумарна точність оцінок по кожній оцінці від j -го джерела буде визначатися як $\frac{1}{\sigma_{\mathfrak{E}_{\Sigma j}}^2} = \frac{1}{\sigma_{\mathfrak{E}_{изм j}}^2} + \frac{1}{\sigma_{\mathfrak{E}_{пр j}}^2}$, де $\sigma_{\mathfrak{E}_{изм j}}^2$ – дисперсія

похибки виміру; $\sigma_{\mathfrak{E}_{пр j}}^2$ – дисперсія похибки приведення (екстраполяції), а точність результуючої оцінки УТ для випадку, що розглядається, буде визначатися як $\frac{1}{\sigma_{\mathfrak{E}_{\Sigma ОБ}}^2} = \frac{1}{\sigma_{\mathfrak{E}_{\Sigma 1}}^2} + \frac{1}{\sigma_{\mathfrak{E}_{\Sigma 2}}^2}$.

в точності результуючої оцінки очевидно дозволяє приведення тих вимірів від ДРЛІ, що надійшли раніше, на момент надходження останнього виміру, а не на момент обробки (видачі споживачам). Тоді результуючу похибку будуть формувати похибки вимірів на ДРЛІ $\sigma_{\mathfrak{E}_{изм j}}^2$, $j = \overline{1, 2}$, і тільки одна похибка приведення $\sigma_{\mathfrak{E}_{пр 1}}^2$.

Для такого випадку

$$\sigma_{\mathfrak{E}_{\Sigma ОБ}}^2 = \frac{(\sigma_{\mathfrak{E}_{изм 1}}^2 + \sigma_{\mathfrak{E}_{пр 1}}^2)\sigma_{\mathfrak{E}_{изм 2}}^2}{\sigma_{\mathfrak{E}_{изм 1}}^2 + \sigma_{\mathfrak{E}_{пр 1}}^2 + \sigma_{\mathfrak{E}_{изм 2}}^2},$$

що з врахуванням рівно точності ДРЛІ, в результаті нескладних але громіздких перетворень в підсумку приводить до кінцевого виразу

$$\sigma_{\mathfrak{E}_{\Sigma ОБ}} = \sigma_{\mathfrak{E}_{\Sigma}} \sqrt{1 - \frac{\sigma_{\mathfrak{E}_{\Sigma}}^2}{2\sigma_{\mathfrak{E}_{\Sigma}}^2 + \sigma_{\mathfrak{E}_{пр 1}}^2}}.$$

Із аналізу отриманого виразу слідує, що для найгіршого випадку, зі зростанням похибок екстраполяції $\sigma_{\mathfrak{E}_{пр 1}}^2 \rightarrow \infty$, вираз під знаком радикалу в

граничному випадку буде устримлюватися до одиниці, і відповідно величина результуючої похибки УТ буде устримлюватися до величини похибки вимірювання $\sigma_{\vartheta_{\Sigma \text{ ОБ}}} = \sigma_{\vartheta_{\Sigma}}$. В іншому граничному випадку, коли похибки приведення устримлюються до нуля $\sigma_{\vartheta_{\text{пр}1}}^2 \rightarrow 0$, величина результуючої похибки УТ буде устримлюватися до можливо досяжної і рівнятиметься $\sigma_{\vartheta_{\Sigma \text{ ОБ}}} = 0,705\sigma_{\vartheta_{\Sigma}}$ для двох вимірів, і також має тенденцію до сталого зменшення значення з ростом числа вимірів (кількості ЧТ від джерел).

Окрім виграшу в точності результуючої оцінки УТ, запропонований підхід до реалізації процедури а) дозволяє отримати суттєвий виграш в часі за рахунок переходу від екстраполяції оцінок на момент видачі РЛІ споживачеві до їх екстраполяції на момент часу отримання виміру останнім із ДРЛІ, що спостерігає ПО.

Також після встановлення відповідності між номером в системі джерела РЛІ та номером в системі СОРЛІ з'являється можливість підвищення оперативності обробки (і відповідно видачі РЛІ споживачам) за рахунок негайного уточнення параметрів УТ по даним що надходять від ДРЛІ без проведення ототожнення по координатам.

Далі метод передбачає реалізацію процедур б), в) та г), метою яких є приведення вимірів ДРЛІ до єдиної системи координат, а також прийняття рішень про тотожність вимірів, що надійшли від множини різнотипних ДРЛІ та оцінювання параметрів потоку ПО. Процедура б) є тривіальною і широко досліджена в літературі [1, 3, 7], тому розглядатися не буде. Подальше вирішення задачі, що розглядається, передбачає послідовне висування та перевірку множини статистичних гіпотез сумісного ототожнення множини вимірів різнотипних джерел, підходи до вирішення якої наведені в [4 – 6].

Суттєву складність в процесі висування та перевірки гіпотез являє сумісне врахування різнорідної координатної та ознакової інформації, що необхідно для врахування особливостей функціонування різнотипних джерел.

Для прийняття рішень про тотожність інформації, що надходить від s-го та р-го джерел, необхідно здійснити порівняння всіх вимірних значень координатних параметрів та ознак ПО в просторі ДРЛІ та на основі величини неспівпадання $\Delta y_k = \bar{y}_{s j} - \bar{y}_{\rho j}$, $\Delta x_z = \bar{x}_{s j} - \bar{x}_{\rho j}$ по кожній зі складових вектору виміру координатних параметрів та вектору виміру ознак, де $k \in r$, r – розмірність вектора виміру координатних параметрів, $z \in \theta$, θ – розмірність вектора виміру ознак, прийняти рішення про їх тотожність. Для рішення задачі необхідно

формування умовної сумісної щільності ймовірності $\omega_1(\Delta y_k \Delta x_z; k \in r, z \in \theta)$ – для умови належності кожної пари вимірів до конкретної j-ї траєкторії ПО, умовної сумісної ЩРЙ $\omega_2(\Delta y_k \Delta x_z; k \in r, z \in \theta)$ – для умови належності вимірів різним траєкторіям ПО, знаходження значення відношення правдоподібності та порівняння його з пороговим значенням γ_{Ξ} :

$$\frac{\omega_1(\Delta y_k \Delta x_z; k \in r, z \in \theta)}{\omega_2(\Delta y_k \Delta x_z; k \in r, z \in \theta)} \geq \gamma_{\Xi}. \quad (1)$$

Рішення подібного роду задач зводиться до побудови Ξ -мірного стробу ($\Xi = r + z$) навколо вибраної опорної точки та перевірки попадання в нього іншої відмітки, за умови оптимальності стробу відповідно прийнятого критерію, якщо рівняння стробу задовольняє нерівності (1).

Приймається припущення, що випадкові величини \bar{y}_k , $k \in r$, \bar{x}_z , $z \in \theta$ статистично незалежні, а відповідно для їх сумісної ЩРЙ справедливо:

$$\omega(\Delta y_k \Delta x_z; k \in r, z \in \theta) = \prod_{(k+z) \in \Xi} \omega(\bar{y}_k \bar{x}_z).$$

Щільність ймовірності величини неспівпадання вимірів по довільній k-й координаті Δy_k визначається як композиція нормальних законів розподілів випадкових величин $\bar{y}_{s j}$ та $\bar{y}_{\rho j}$ з дисперсіями

$\sigma_{s j}^2$ та $\sigma_{\rho j}^2$ і математичними сподіваннями $m_{s j}$ та $m_{\rho j}$. Вираз для композиції нормальних законів

розподілу випадкової величини неспівпадання відміток по координатним параметрам буде мати вигляд:

$$\omega(\Delta y_k) = 1/\sqrt{2\pi\sigma_{\Delta k}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_{\Delta k}^2}(\Delta y_k - \Delta m_k)^2\right\},$$

де $\sigma_{\Delta k}^2 = \sigma_{s j}^2 + \sigma_{\rho j}^2$; $\Delta m_k = m_{s j} - m_{\rho j}$.

Прийняття рішення про тотожність відміток по їх координатним параметрам базується на тому чинникові, що істинні значення координатних параметрів вимірних різнотипними джерелами, які належать до траєкторії одного й того ж ПО, на єдиний момент часу повинні співпадати. Тобто виконується рівність $\Delta y_k^{\text{ИСТ}} = \bar{y}_{s j}^{\text{ИСТ}} - \bar{y}_{\rho j}^{\text{ИСТ}} = 0$, або враховуючи,

що $\Delta y_k^{\text{ИСТ}} = m_k$, $\Delta m_k = m_{s j} - m_{\rho j} = 0$, де

$\bar{y}_j^{\text{ИСТ}}$ – істинні значення вектора координатних параметрів j-го ПО. В цьому випадку $\omega_1(\Delta y_k) = \omega_1(\Delta y_k / \Delta m_k) = 0$.

У випадку, коли виміри координатних параметрів належать різним траєкторіям ПО $\Delta m_k = m_{s j} - m_{\rho j} \neq 0$, до того ж Δm_k є випадковою величиною для спостерігача (СОРЛІ) і для ви-

явлення взаємного положення ПО в просторі необхідно мати та враховувати дані про передісторію спостережень, тобто задати вигляд апіорного розподілу параметрів потоку ПО, що спостерігаються.

Рахуючи, що взаємне положення ПО в просторі на момент оновлення інформації в СОРЛІ визначається відомою апіорною ЦРЙ $\omega_0(\Delta y_k^0) = \omega_0(\Delta m_k)$, можна знайти апостеріорну ЦРЙ події яка полягає в тому, що виміри належать до двох різних ПО, для цього усереднюючи по множині можливих станів Δm_k , апостеріорна ЦРЙ прийме вигляд:

$$\omega_2(\Delta y_k; k \in r) = \int_{-\infty}^{+\infty} \omega_0(\Delta m_k) \times (\Delta y_k / \Delta m_k \neq 0) d\Delta m_k. \quad (2)$$

Наприклад, розглядаючи процедуру прийняття рішення про належність двох вимірів координатних параметрів від різнотипних ДРЛІ до однієї або до різних траєкторій, необхідне задання виду апіорного розподілу відстаней між ПО по всім координатам, тобто необхідно мати значення мінімальної α_k і максимальної β_k припустимих відстаней між ПО по кожній з k координат. В інтервалі $[\alpha_k; \beta_k]$ розподіл відстаней між ПО по координатам буде рівномірним, тобто є справедливим

$$\omega(\Delta m_k) = \begin{cases} \frac{(\beta_k - \alpha_k)}{2}, & \text{при } \beta_k < \Delta m_k < \alpha_k \\ \text{або } -\beta_k < \Delta m_k < -\alpha_k; \\ 0, & \text{при } \alpha_k < \Delta m_k < \beta_k \\ \text{або } -\alpha_k < \Delta m_k < -\beta_k. \end{cases}$$

При цьому вираз (2) прийме вигляд:

$$\begin{aligned} \omega_2(\Delta y_k; k \in r) = & \int_{-\beta_k}^{-\alpha_k} 1/2(\beta_k - \alpha_k) \times 1/\sqrt{2\pi}\sigma_{\Delta k} \times \\ & \times \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_{\Delta k}^2}(\Delta y_k - \Delta m_k)^2\right\} d\Delta m_k + \\ & + \int_{\alpha_k}^{\beta_k} 1/2(\beta_k - \alpha_k) \times 1/\sqrt{2\pi}\sigma_{\Delta k} \times \\ & \times \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_{\Delta k}^2}(\Delta y_k - \Delta m_k)^2\right\} d\Delta m_k. \end{aligned}$$

Враховуючи, що для приведеної постановки задачі та прийнятих припущеннях приведені міркування та розрахунки є справедливими і при ототожненні вимірних значень ознак, в випадку співпадання словників ознак на джерелах, вираз (1) при сумісному ототожненні вимірів координатних і ознакових параметрів від різнотипних джерел прийме вигляд:

$$\frac{\omega_1(\Delta y_k \Delta x_z; k \in r, z \in \theta)}{\omega_2(\Delta y_k \Delta x_z; k \in r, z \in \theta)} =$$

$$\begin{aligned} = & \frac{\sigma_{pk}}{\sigma_{\Delta k}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \left[\frac{\sigma_{pk}^2 - \sigma_{\Delta k}^2}{\sigma_{pk}^2 \sigma_{\Delta k}^2} (\Delta y_k)^2 \right] \right\} \times \\ & \times \frac{\sigma_{pz}}{\sigma_{\Delta z}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \left[\frac{\sigma_{pz}^2 - \sigma_{\Delta z}^2}{\sigma_{pz}^2 \sigma_{\Delta z}^2} (\Delta x_z)^2 \right] \right\} = \frac{\sigma_{pk} \sigma_{pz}}{\sigma_{\Delta k} \sigma_{\Delta z}} \times \\ & \times \exp\left\{-\frac{1}{2} \left[\frac{(\sigma_{pk}^2 - \sigma_{\Delta k}^2)(\Delta y_k)^2 + (\sigma_{pz}^2 - \sigma_{\Delta z}^2)(\Delta x_z)^2}{\sigma_{pk}^2 \sigma_{pk}^2 \sigma_{\Delta k}^2 \sigma_{\Delta z}^2} \right] \right\}, \end{aligned}$$

де σ_{pk}^2 – результуюча дисперсія виміру координатних параметрів; σ_{pz}^2 – результуюча дисперсія виміру ознак.

Таким чином, представлені щільності розподілу ймовірностей потребують апіорного задання параметрів потоку ПО, а саме параметрів α_k – мінімальної відстані між ПО і β_k – максимально можливої відстані між ПО. Слід відзначити, що величина α_k може бути задана, виходячи з нормативних вимог забезпечення безпеки польотів авіації, побудови тактичних бойових порядків авіації і т.п., але задати хоча б приблизне значення величини β_k в багатьох випадках не є можливим.

Виходячи з цього, більш доцільним є розглядати взаємне положення (відстань між двома ПО) як невідому постійну величину Δy_k^0 . Приймаючи, як і раніше, що Δy_k є різниця між двома вимірами координат ПО різнотипними джерелами, випадкові похибки вимірів координат складають $\varepsilon = \Delta y_k^0 - \Delta y_k$ та будуть підлягати нормальному закону розподілу

$$\omega(\varepsilon) = 1/\sqrt{2\pi}\sigma_{\Delta k} \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{(\Delta y_k^0 - \Delta y_k)^2}{\sigma_{\Delta k}^2}\right\}.$$

Вважаючи, що мінімально припустима відстань між ПО α_k є заданою, та відома максимально припустиме відхилення між вимірними значеннями ознак одного ПО від різнотипних ДРЛІ β_z , прийняття рішень про належність вимірів ДРЛІ до одного, або ж до різних ПО, ґрунтується на порівнянні відношення правдоподібності з порогом, відповідно до співвідношення:

$$\frac{\omega_1(\Delta y_k \Delta x_z; k \in r, z \in \theta / \Delta y_k^0 = 0, \Delta \bar{K}_z^0 = 0, |\Delta x_z^0| \leq \beta_z)}{\omega_2(\Delta y_k \Delta x_z; k \in r, z \in \theta / |\Delta y_k^0| \geq \alpha_k, |\Delta x_z^0| > \beta_z)} \geq \gamma_{\Xi}, \quad (3)$$

де Δx_z^0 – відстань між істинними значеннями в просторі параметричних ознак $z \in \theta$; $\Delta \bar{K}^0$ – неузгодження між істинними значеннями складових век-

тора поведінкових ознак [5]; γ_{Ξ} – значення результуючого порога, розмірність котрого визначається розміром простору координатних параметрів та ознак.

При отриманні деякої фіксованої випадкової вибірки вимірів Δy_k ; Δx_z і невідомих параметрах $|\Delta y_k^0| \geq \alpha_k, \Delta x_z^0$, ймовірність події, яка полягає в тому, що інтервали $]-\infty; -\alpha_k]$, $[\alpha_k; +\infty[$ та $]-\infty; -\beta_z[$, $]\beta_z; +\infty[$ накриють відповідно величини Δy_k^0 та Δx_z^0 , може бути знайдено з наступного виразу:

$$\begin{aligned} & P\{-\infty \leq \Delta y_k^0 \leq -\alpha_k \text{ або } \alpha_k \leq \Delta y_k^0 \leq +\infty \\ & \text{і } -\infty \leq \Delta x_z^0 < -\beta_z \text{ або } \beta_z < \Delta x_z^0 \leq +\infty\} = \\ & = \int_{-\infty}^{-(\Delta y_k + \alpha_k)} \omega(\varepsilon_k) d\varepsilon_k + \int_{-(\Delta y_k - \alpha_k)}^{\infty} \omega(\varepsilon_k) d\varepsilon_k + \\ & + \int_{-\infty}^{-(\Delta x_z + \beta_z)} \omega(\varepsilon_z) d\varepsilon_z + \int_{-(\Delta x_z - \beta_z)}^{\infty} \omega(\varepsilon_z) d\varepsilon_z. \end{aligned}$$

Сумісна ЩРЙ координатних та ознакових параметрів для випадкових величин $\Delta y_k; \Delta x_z$ при невідомих Δy_k^0 і Δx_z^0 за умови, що $|\Delta y_k^0| \geq \alpha_k, |\Delta x_z^0| > \beta_z$, буде мати вигляд:

$$\begin{aligned} & \omega_2(\Delta y_k, \Delta x_z; k \in r, z \in \theta / |\Delta y_k^0| \geq \alpha_k, |\Delta x_z^0| > \beta_z) = \\ & = \frac{d}{d\Delta y_k d\Delta x_z} P\{\cdot\} = [\omega(\alpha_k - \Delta y_k) - \omega(-\alpha_k - \Delta y_k)] \times \\ & \quad \times [\omega(\beta_z - \Delta x_z) - \omega(-\beta_z - \Delta x_z)] = \\ & = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{\Delta k}^2}} \left\{ e^{-\frac{(\alpha_k - \Delta y_k)^2}{2\pi\sigma_{\Delta k}^2}} - e^{-\frac{(-\alpha_k - \Delta y_k)^2}{2\pi\sigma_{\Delta k}^2}} \right\} \times \\ & \quad \times \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{\Delta z}^2}} \left\{ e^{-\frac{(\beta_z - \Delta x_z)^2}{2\pi\sigma_{\Delta z}^2}} - e^{-\frac{(-\beta_z - \Delta x_z)^2}{2\pi\sigma_{\Delta z}^2}} \right\}. \end{aligned}$$

Підставляючи отримані вирази в (3), рішаюче правило, на основі якого повинні прийматися рішення про тотожність вимірів координатної та ознакової інформації від різнотипних ДРЛІ, прийме вигляд:

$$\begin{aligned} & \left\{ e^{\frac{\alpha_k \Delta y_k}{\sigma_{\Delta k}^2}} - e^{-\frac{\alpha_k \Delta y_k}{\sigma_{\Delta k}^2}} \right\} \leq \frac{1}{\gamma_k} e^{\frac{\alpha_k^2}{2\sigma_{\Delta k}^2}} \wedge \\ & \wedge \left\{ e^{\frac{\beta_z \Delta x_z}{\sigma_{\Delta z}^2}} - e^{-\frac{\beta_z \Delta x_z}{\sigma_{\Delta z}^2}} \right\} \leq \frac{1}{\gamma_z} e^{\frac{\beta_z^2}{2\sigma_{\Delta z}^2}} \wedge \Delta \bar{K} = 0, \end{aligned}$$

де γ_k і γ_z – порогові значення для прийняття рішення про тотожність виміряних значень координатних параметрів та параметричних ознак, відповідно; $\Delta \bar{K}$ – відхилення виміряних значень складових вектора логічних поведінкових ознак; \wedge – знак кон'юнкції, що позначає логічну операцію І.

У випадку неспівпадання словників ознак на джерелах, аналізу на можливість ототожнення підлягають тільки виміряні значення координатних параметрів, а по виміряним значенням ознак ПО приймається рішення про їх несуперечність (узгодженість).

Надалі, на основі прийнятих в результаті ототожнення рішень, реалізується процедура г), однією з головних складових котрої є оптимальна фільтрація параметрів УТ з використанням розширеного рекурентного фільтру Калмана [1, 7]. Кінцевим результатом реалізації процедури г) є отримані оцінки кількості ПО \mathfrak{E} , а також оцінки вектору стану УТ $\mathfrak{E}_1, \dots, \mathfrak{E}_n$, та їх класи $\mathfrak{E}_{\Sigma} = \mathfrak{E}_1, \dots, \mathfrak{E}_n$.

Проведенні статистичні випробування свідчать, що в залежності від складності умов радіолокаційного спостереження а також від кількості та можливостей джерел РЛІ, використання запропонованого методу дозволяє підвищити якість інформації про повітряну обстановку, а саме: достовірність інформації підвищується на 11 – 27%, повнота на 5 – 13%, точність на 27 – 42% при прийнятному зростанні вимог до продуктивності та обсягу оперативної пам'яті обчислювальних засобів СОРЛІ.

Крім того, за рахунок запропонованого методу в середньому на величину від половини до трьох чвертей значення періоду видачі інформації скорочується час обробки РЛІ, що не суперечить результатам сумісної третинної обробки радіолокаційної інформації наведеним в [7].

Висновки

В статті приводиться метод сумісного об'єднання координатної та ознакової інформації в системах обробки РЛІ з врахуванням часу надходження даних від джерел, який відрізняється від відомих вперше запропонованим способом приведення параметрів часткових траєкторій до моменту останньої за часом оцінки ЧТ та удосконаленими рішаючі ми правилами ототожнення вимірів різнотипних джерел. Метод дозволяє зменшити величину похибок третинної обробки РЛІ при приведенні повідомлень від джерел до єдиного моменту часу, скоротити час обробки, а також врахувати особливості функціонування різнотипних джерел, що визначають розбіжності в змісті інформації, що видається в СОРЛІ. Використання запропонованого методу дозволяє забезпечити вимоги споживачів до оперативності та якості інформації про повітряну обстановку.

Список літератури

1. Кузьмин С.З. Цифровая радиолокация. Введение в теорию. – К.: КВІЦ, 2000. – 428 с.
2. Chen H., Kirubarjan T., Bar-Shalom Y. Centralized vs. Distributed Tracking Algorithms for Air to Air Scenarios // Proc. of SPIE Conf. on Signal and Data Processing of Small Targets. – April 2000. – Vol. 4048. – P. 318-324.
3. Автоматизация обработки, передачи и отображения радиолокационной информации / Под ред. В.Г. Корякова. – М.: Сов. радио, 1975. – 304 с.
4. Шило С.Г. Метод статистического синтеза алгоритмов комбинированного объединения и обобщения радиолокационной информации // Вісник МСУ. Технічні науки. – Х.: МСУ, 2002. – Т. 5, № 7.-- С. 9-12.
5. Войтович С.А., Шило С.Г. Метод совместного объединения и обобщения информации о воздушной обстановке в системах обработки радиолокационной ин-

формации // Системи обробки інформації. – Х.: ХВУ, 2004. – Вип. 1. – С. 200-207.

6. Метод совместного объединения координатной и признаковой информации в системах обработки радиолокационной информации / С.А. Войтович, С.Г. Шило, А.В. Сисков, П.Г. Бердник, А.Н. Бесчасный // Системи обробки інформації. – Х.: ХУПС, 2005. – Вип. 3 (34). – С. 33-41.

7. Грачев В.М., Довбня А.В. Метод и алгоритм мультирадарной траекторной обработки радиолокационной информации в системе независимых РЛС // Радиотехника. – Х.: ХНУРЭ, 2006. – № 145. – С. 67-75.

Надійшла до редколегії 12.07.2006

Рецензент: канд. техн. наук, проф. Б.М. Судаков, Національний технічний університет «ХПІ», Харків.

УДК 355.40

О.В. Заліван, І.А. Таран

Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба

ОПТИМІЗАЦІЯ СТРУКТУРИ СИСТЕМИ УПРАВЛІННЯ РОЗВІДКОЮ ЗАГАЛЬНОВІЙСЬКОВОГО ФОРМУВАННЯ ДЛЯ ПІДВИЩЕННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ ВОГНЕВОГО УРАЖЕННЯ ПРОТИВНИКА В БОЮ

У статті запропоновано методику оптимізації структури системи управління розвідкою загальновійськового формування для підвищення ефективності вогневого ураження противника в бою. Методика може бути використана для вироблення рекомендацій з організації розвідки командиру загальновійськового формування.

вогневе ураження, система управління розвідкою

Постановка проблеми

Вогневе ураження противника артилерією здійснюється на основі розвідувальних даних (РД), отриманих від штатних (доданих) засобів артилерійської розвідки, старшого артилерійського командира (штабу) або загальновійськового командира (штабу). Рішення на виконання вогневих завдань командир артилерійського підрозділу приймає на основі з'ясування завдань, поставлених загальновійськовим (старшим артилерійським) командиром (штабом) та оцінки обстановки, а у випадку виконання вогневих завдань за власною ініціативою – на основі вивчення вибраних для ураження цілей і умов виконання вогневих завдань [1].

Як правило, РД від засобів різних видів розвідки (військової, повітряної, артилерійської) збираються та узагальнюються штабами, на основі оцінки узагальнених даних обстановки відповідний командир приймає рішення та ставить вогневі завдання. Для викриття та подальшого вогневого ураження

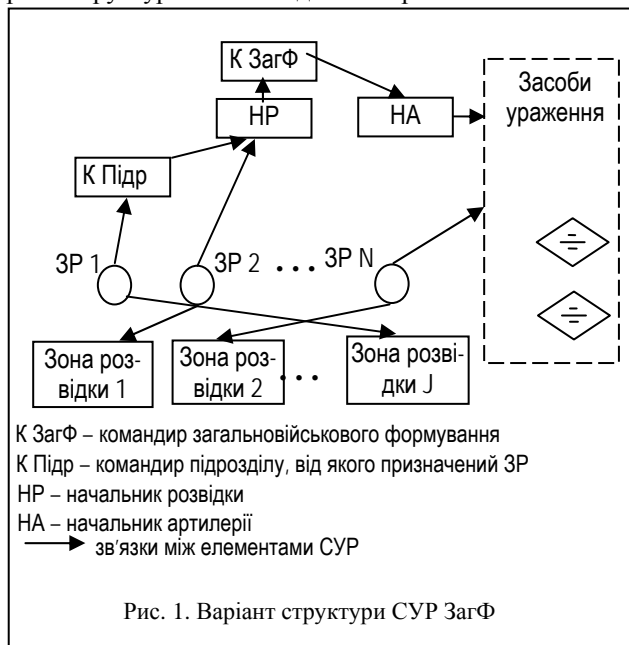
найбільш небезпечних цілей за рішенням командира можуть призначатись окремі засоби розвідки (ЗР), деякі з них можуть передавати РД відразу до засобів ураження (ЗУ), минаючи штаби (працювати з ЗУ в режимі розвідувально-вогневого комплексування), що дозволяє підвищити своєчасність вогню та уражати цілі відразу після їх викриття. Для прийняття правильного рішення командиру потрібні науково обгрунтовані методики та рекомендації, що дозволяють як раціональним чином розподілити ЗР за небезпечними цілями, так і визначити, які саме з наявних ЗР повинні передавати РД відразу до ЗУ, щоб у ході бою уражати цілі противника з необхідною ефективністю.

Проте, як показав **аналіз літератури**, дослідження в даній галузі вкрай обмежені і відповідні методики та рекомендації відсутні. Проведені дослідження показали, що розподіл ЗР за цілями та порядок передачі РД до ЗУ визначається зв'язками між елементами структури системи управління розвідкою загальновійськового формування.

Тому метою статті є розробка методики оптимізації структури системи управління розвідкою загальновійськового формування для підвищення ефективності вогневого ураження противника в бою.

Опис методики

Проведена декомпозиція системи управління розвідкою (СУР) загальновійськового формування (ЗагФ) дозволила встановити зв'язки між елементами системи, до найбільш суттєвих внутрішніх зв'язків відносно зв'язки між органами управління розвідкою, що визначають шляхи проходження РД від ЗР до ЗУ, а до найбільш суттєвих зовнішніх зв'язків відносно ті з них, які визначають розподіл ЗР за зонами розвідки – ділянками місцевості, у межах яких розміщені цілі угруповання противника. Можливий варіант структури СУР наведений на рис. 1.



Кожна зона розвідки характеризується:
 – типом місцевості (закрита, напівзакрита, відкрита), що описується коефіцієнтом k_n , який у залежності від типу місцевості набуває значення 0,001; 0,002; 0,003 відповідно;
 – цілями, які очікується, будуть знаходитись у межах даної зони.
 Кожна ціль характеризується:
 – рангом (числовим показником, який визначає ступінь небезпеки цілі) W_j , $j = \overline{1, J}$ (J – загальна кількість цілей);
 – середнім часом перебування цілі певного рангу у незмінному положенні (часом до зміни вогневої позиції) $T_{пц, j}$.

Також для ураження кожної цілі витрачається певний час на підготовку вогню $T_{під, j}$ та час безпосередньо на виконання вогневого завдання $T_{вз, j}$ з

заданим ступенем ураження.

Структура СУР визначає:

– значення ймовірностей успішного виконання завдань з обробки та передачі РД і постановки завдань органами управління розвідкою, через які РД послідовно проходять відповідно до структури СУР;
 – імовірність викриття цілі $P_{вкр, j}$ (залежить від того, який з ЗР для викриття цілі у якій зоні призначений, а також від розподілу цілей за зонами).

Як критерій оцінки ефективності СУР у роботі прийняте математичне сподівання ступеня ураження бойового потенціалу угруповання противника, яке може бути розраховане як:

$$W_{\Sigma, \text{ураж}} = \sum_{j=1}^J W_j \cdot P_{вкр, j} \cdot P_{пер, j} \cdot P_{св, j} \quad (1)$$

де $P_{св, j}$ – імовірність своєчасного виконання вогневого завдання з ураження j -ї цілі; $P_{пер, j}$ – імовірність передачі розвідувальних даних від ЗР до ЗУ.

Такий вибір показника ефективності дозволяє враховувати при оцінці ефективності СУР її можливості щодо забезпечення послідовного виконання завдань з викриття цілей, передачі РД про викриті цілі до ЗУ та вогневого ураження цілей за час, протягом якого ціль не встигає змінити своє місцеположення. При цьому як найбільш ефективний варіант структури СУР можливо обрати варіант, при якому забезпечується максимальне значення показника ефективності (1). Таким чином, методика оптимізації структури СУР може мати такий вигляд:

- вибір варіанта структури СУР;
- оцінка ефективності СУР при обраному варіанті її структури;
- порівняння значення розрахованого показника ефективності зі значеннями, розрахованими раніше для інших варіантів структури СУР, та з заданим значенням ступеня ураження, якого потрібно досягнути $W_{потр.}$;
- виконання пунктів б, в для інших варіантів структури СУР;
- вибір оптимальної структури СУР, при якій досягається максимальне значення показника ефективності (1).

Блок-схема методики оцінки ефективності СУР наведена на рис. 2.

Імовірність викриття цілі $P_{вкр, j}$ може бути обчислена як

$$P_{вкр, j} = P_{виявл, j} \cdot P_{визн, коорд, j} \cdot (1 - P_{прот, j}),$$

де $P_{виявл, j}$ – імовірність виявлення j -ї цілі призначеним ЗР; $P_{визн, коорд, j}$ – імовірність визначення координат j -ї цілі у випадку її виявлення; $P_{прот, j}$ – імові-

рність протидії j-ї цілі викриттю.

Імовірність виявлення j-ї цілі може бути визначена як:

$$P_{\text{виявл.}j} = P_{\text{виявл.вид.}j} \cdot P_{\text{вид.}j},$$

де $P_{\text{виявл.вид.}j}$ – імовірність виявлення j-ї цілі у випадку її прямої видимості; $P_{\text{вид.}j}$ – імовірність прямої видимості цілі j-ї цілі.

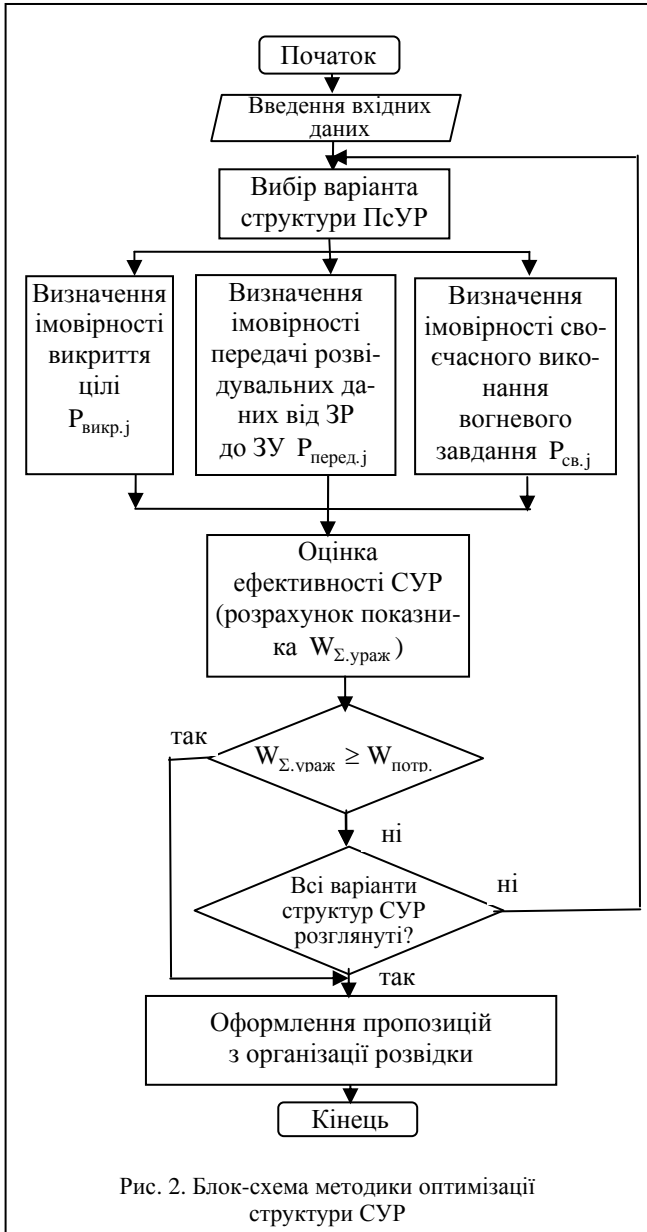


Рис. 2. Блок-схема методики оптимізації структури СУР

Імовірність прямої видимості розраховується як:

$$P_{\text{вид.}j} = e^{-k_n (D_p)^2} \cdot e^{-\frac{k_n}{\Delta h_j}},$$

де D_p – дальність ведення розвідки (дальність виявлення цілі); Δh_j – перевищення ЗР, призначеного для викриття цілей у зоні, де знаходиться j-а ціль, над місцевістю.

Імовірність передачі розвідувальних даних від ЗР до ЗУ $P_{\text{перед.}j}$ може бути розрахована як добуток імовірностей успішного виконання завдань з обробки та передачі РД і постановки завдань органами управління розвідкою, через які РД послідовно проходять відповідно до структури СУР. Також у вираз для розрахунку ймовірності проходження розвідувальних даних від ЗР до ЗУ необхідно як множник включити ймовірність підготовки вогню по відповідній цілі $P_{\text{підг.}j}$.

Імовірність своєчасного виконання вогневого завдання може бути розрахована як імовірність того, що вогневе завдання з ураження j-ї цілі буде виконане до того, як ціль змінить своє місцеположення, тобто

$$P_{\text{св.}j} = P(t_{\text{з.вз.}j} \leq t_{\text{з.пц.}j}),$$

де $t_{\text{з.вз.}j}$ – час закінчення виконання вогневого завдання з ураження j-ї цілі; $t_{\text{з.пц.}j}$ – час зміни j-ю ціллю свого місцеположення.

Ця ймовірність може бути розрахована як [2]

$$P(t_{\text{з.вз.}j} \leq t_{\text{з.пц.}j}) = P(t_{\text{з.вз.}j} - t_{\text{з.пц.}j} \leq 0) = \int_{-\infty}^0 f(Z) dZ,$$

де $f(Z)$ – закон розподілу ймовірностей випадкової величини $Z = t_{\text{з.вз.}j} - t_{\text{з.пц.}j}$ (рис. 3).

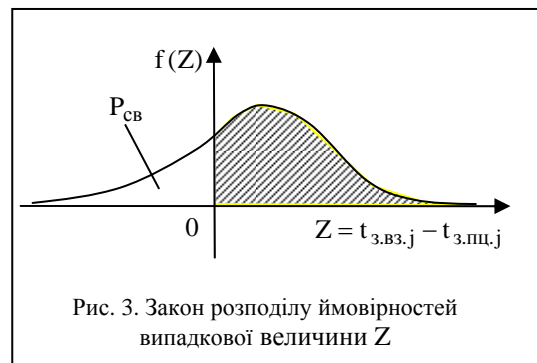


Рис. 3. Закон розподілу ймовірностей випадкової величини Z

Цілі перебувають в незмінному положенні (на вогневій позиції) протягом часу $T_{\text{пц.}j}$, який можливо вважати відомим для цілей певного рангу. У момент викриття цілі найчастіше час, що залишився до закінчення терміну перебування цілі в незмінному положенні $T_{\text{зал.}j}$, визначити не вдається, і його можливо вважати випадковою величиною, розподіленою рівномірно в інтервалі $0 \dots T_{\text{пц.}j}$.

Відповідно, час зміни ціллю свого місцеположення може бути визначений як

$$t_{\text{з.пц.}j} = t_{\text{виявл.}j} + T_{\text{зал.}j}. \quad (2)$$

Час закінчення виконання вогневого завдання може бути визначений як

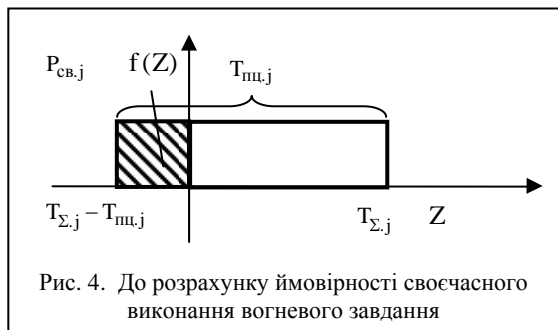
$$t_{з.вз.ј} = t_{виявл.ј} + T_{\Sigma.ј}, \quad (3)$$

де $T_{\Sigma.ј}$ – час, що витрачається на передачу розвідувальних даних від ЗР до ЗУ, а також підготовку вогню та виконання вогневого завдання (час від моменту виявлення до моменту виконання вогневого завдання). Тоді вираз для Z з урахуванням (2, 3) можемо записати як

$$Z = t_{з.вз.ј} - t_{з.пц.ј} = t_{виявл.ј} + T_{\Sigma.ј} - (t_{виявл.ј} + T_{зал.ј}) = T_{\Sigma.ј} - T_{зал.ј},$$

а ймовірність своєчасного виконання вогневого завдання може бути розрахована як (рис. 4)

$$P_{св.ј} = \begin{cases} (T_{пц.ј} - T_{\Sigma.ј}) / (T_{пц.ј}), & T_{пц.ј} \geq T_{\Sigma.ј}; \\ 0, & T_{пц.ј} < T_{\Sigma.ј}. \end{cases}$$



Приклад розрахунку: обране угруповання противника, яке складається з 19 цілей, розподілених у межах чотирьох зон розвідки таким чином:

у 1-й зоні – мотопіхотних рот (мпр) – 4, танкових рот (тр) – 2, батарей 155-мм самохідних гаубиць (батр 155-мм СГ) – 1, пунктів управління вогнем дивізіону (ПУВ адн) 155-мм СГ -1;

у 2-й зоні – мпр – 2, тр – 1;

у 3-й зоні – мпр – 2, тр – 1, батр 155-мм СГ – 1, ПУВ адн 155-мм СГ -1;

у 4-й зоні – мпр – 2, тр – 1.

Бойові потенціали цілей складають: для мпр $W = 0,012$, для тр $W = 0,029$, батр 155-мм СГ – $W = 0,009$, ПУВ адн 155-мм СГ – $W = 0,006$.

Вважаємо, що у всіх зонах місцевість напівзакритого типу ($k_n = 0,002$).

Час перебування цілей у незмінному положенні складає: для мпр $T_{пц} = 2$ хв, для тр $T_{пц} = 2$ хв, батр 155-мм СГ – $T_{пц} = 12$ хв, ПУВ адн 155-мм СГ – $T_{пц} = 12$ хв.

Для викриття цілей використовуються 4 ЗР.

Час проходження розвідувальних даних для різних ЗР при різних варіантах структури СУР займає від 4 до 30 хв. ЗР виявляють цілі у разі видимості з ймовірністю, значення якої наведені в табл. 1. Цілі протидіють викриттю з ймовірністю $P_{прот} = 0,1$. Інші значення ймовірностей, що використовувались при розрахунках, з метою зменшення обсягу статті на приведення вихідних даних, прийняті рівними одиниці.

Таблиця 1

Значення ймовірностей виявлення цілей у випадку їх прямої видимості

–	ЗР 1	ЗР 2	ЗР 3	ЗР 4
мпр	0,9	0,8	0,9	0,8
тр	0,9	0,8	0,9	0,8
батр 155 СГ	0,8	0,85	0,9	0,9
ПУВ адн 155 СГ	0,8	0,9	0,8	0,83

У результаті розрахунків для наведених вхідних даних з використанням розробленої методики отримана оптимальна структура СУР, відповідне значення показника ефективності дорівнює 0,0047. При розрахунку для різних варіантів структури СУР отримані значення показника ефективності (1) у межах від 0,0024 до 0,0047, тобто використання оптимальної структури СУР у даному випадку дозволяє підвищити ефективність вогневого ураження цілей майже вдвічі.

Висновок

Проведені розрахунки дозволяють зробити висновок про те, що структура СУР ЗагФ значно впливає на ефективність вогневого ураження цілей. Оптимізація структури СУР дозволяє суттєво підвищити ефективність вогневого ураження, що вказує на необхідність використання розробленої методики при організації розвідки ЗагФ. Подальші дослідження можуть бути направлені на оптимізацію СУР з урахуванням живучості ЗР та пунктів управління розвідкою.

Список літератури

1. Передельський Г.Е., Панков М.П. Артиллерийский дивизион в бою. – М.: Военное издательство, 1985. – 280 с.
2. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. – М.: Высш. шк., 2001. – 575 с.

Надійшла до редколегії 15.08.2006

Рецензент: д-р військ. наук, проф. Г.А. Дробаха, Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків.