

УДК 621.396:629.76

С.В. Логачев<sup>1</sup>, Г.В. Худов<sup>1</sup>, А.А. Щенников<sup>2</sup><sup>1</sup> Харьковский университет Воздушных Сил имени Ивана Кожедуба, Харьков<sup>2</sup> Национальная юридическая академия Украины имени Ярослава Мудрого, Харьков

## МОДИФИЦИРОВАННЫЙ МЕТОД СОВМЕСТНОЙ ВЕРОЯТНОСТНОЙ ИДЕНТИФИКАЦИИ РАДИОТЕХНИЧЕСКИХ ИЗМЕРЕНИЙ ПРИ СОПРОВОЖДЕНИИ БЛИЗКОРАСПОЛОЖЕННЫХ ОБЪЕКТОВ

В статье проанализированы известные методы идентификации координатной информации, отмечены их достоинства и недостатки. Сделан вывод о разработке метода идентификации близкорасположенных объектов, основанного на байесовском подходе с параллельным поступлением данных. В качестве критерия оптимальности выбран байесовский критерий минимума среднего риска, а оптимизация заключается в его минимизации. Рассмотрен случай, когда некоторые объекты наблюдения могут быть неразрешаемы. Сформулировано решающее правило идентификации измерений для данного случая.

**Ключевые слова:** сопровождение, идентификация, близкорасположенные объекты, неразрешаемая группа, оптимизационная задача, решающее правило, гипотеза.

### Введение

**Постановка проблемы в общем виде.** В настоящее время в Украине в соответствии с Общегосударственной целевой научно-технической космической программой на 2013-2017 года [1] создается интегрированная многофункциональная Система контроля и анализа космической обстановки (СКАКО). Основные задачи СКАКО – обеспечение мониторинга космических объектов с использованием радиолокационных, квантово-оптических и оптико-электронных систем с целью поиска и сопровождения космических объектов, определения и прогнозирования орбит космических аппаратов, прогнозирования времени и районов падения потенциально опасных космических объектов, решения задач специального характера [1]. Одной из глобальных проблем является засорение околоземного пространства космическим мусором [2]. Поэтому, наряду с указанными выше задачами, на СКАКО возлагается также задача поиска и сопровождения фрагментов космического мусора [1].

При выполнении возложенных на СКАКО задач возникает целый ряд проблем, одной из которых является обеспечение устойчивого сопровождения с требуемым качеством космических объектов и решение актуальной задачи идентификации измерений координат, полученных от близкорасположенных космических объектов.

**Цель статьи** – разработка метода идентификации измерений координат при сопровождении близкорасположенных космических объектов при использовании только радиотехнических средств.

**Анализ последних достижений и публикаций.** Известные методы идентификации координатной информации классифицируются на байесовские

и небайесовские, стробовые и бесстробовые, с последовательным и параллельным поступлением измерений для осуществления процедуры идентификации [3 – 16]. Некоторые из указанных методов хорошо зарекомендовали себя при сопровождении небольшого числа объектов при условии большого расстояния между ними, низком уровне помех (малом числе ложных отметок), высоких порогах в устройствах первичной обработки.

При решении задачи сопровождения близкорасположенных объектов известны следующие методы идентификации измерений их координат [3, 8-15]:

- метод с использованием алгоритма сопровождения на основе многогипотезной модели идентификации данных (ММИД) [3, 5, 8, 11];

- метод с использованием алгоритма сопровождения на основе модели совместной вероятностной идентификацией данных (СВИД) [3, 13-16].

Преимуществом метода ММИД является относительно более высокое, по сравнению с небайесовскими алгоритмами, качество решения задачи идентификации при сопровождении близкорасположенных объектов. Однако, уже при наличии двух сопровождаемых объектов и трех отметок, полученных при их сопровождении, количество вариантов идентификации измерений составляет тридцать, что обуславливает достаточную трудоемкость метода ММИД.

Для снижения трудоемкости в известных работах [3, 13 – 16] используют метод СВИД, который позволяет сократить количество вариантов идентификации измерений, например, при наличии двух сопровождаемых объектов и трех отметок, полученных при их сопровождении, с тридцати до восьми.

**Постановка задачи и изложение материалов исследования.** Таким образом, поставленную в работе цель будем решать путем разработки метода иденти-

фикации измерений, который относится к классу методов, основанных на байесовском подходе с параллельным поступлением данных. При этом общая постановка задачи исследования может быть сформулирована следующим образом. Планируется и осуществляется проведение наблюдений (измерение текущих навигационных параметров (ИТНП)) по группе космических объектов группировкой радиотехнических наблюдательных средств. При этом предполагается, что измерения, полученные в одной серии наблюдений, являются независимыми и ошибки их распределены по нормальному закону с нулевым средним и корреляционной матрицей ошибок  $\mathbf{K1}$  [17]. ИТНП поступают сериями с учетом периодичности прохождения объектов через зоны обзора наблюдательного средства. Каждая из серий наблюдений может содержать как результаты наблюдений за объектами, так и за фоновыми объектами. Под фоновыми объектами понимаются все объекты, которые не относятся к классу сопровождаемых, и по которым отсутствует информация об их параметрах и количестве (например, для СКАКО – информация в каталоге идентификации). Имеется априорная информация о составе (количестве) и параметрах орбит сопровождаемых объектов, содержащаяся в каталоге объектов. Данная информация из каталога объектов представляет собой оценку параметров движения  $\bar{m}_{x_j}$  и корреляционную матрицу ошибок  $\mathbf{K}$  сопровождаемого объекта, полученные на основе предыдущих наблюдений. Так же предполагается, что параметры движения фоновых объектов распределены по равномерному закону в области обзора наблюдательного средства. Учитывая тактико-технические характеристики наблюдательного средства и динамику полета объектов во время сеансов наблюдения, интересующие объекты могут быть неразрешаемы. Задача исследования состоит в том, что, получая ИТНП во время сопровождения, необходимо принять решение о принадлежности конкретных измерений конкретным объектам из интересующей группы или классу фоновых объектов. Обработка измерений, полученных на различных сеансах наблюдения, осуществляется последовательно при их поступлении, а идентификация измерений на одном сеансе наблюдения производится совместно. Такой подход к решению поставленной задачи обусловлен тем, что измерения, полученные при сопровождении одних и тех же объектов, полученные на различных сеансах наблюдения, коррелированы между собой, а, следовательно, являются зависимыми [18].

Оптимизационную задачу для указанных условий сформулируем следующим образом: необходимо найти такую гипотезу  $H_j$  совместной идентификации сопровождаемых объектов и полученных по ним измерений, которая бы обеспечила минимум величины байесовского среднего риска [18] или максимум байесовского среднего выигрыша:

$$B_{cp} = \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M P_j C_{ij} \int_{Z_i} P(\bar{x} / H_j) d\bar{x} \rightarrow \max, \quad (1)$$

где  $P_j$  - априорная вероятность принятия гипотезы  $H_j$ ;  $C_{ij} = 1 - \Pi_{ij}$  - элементы матрицы поощрения за правильно принятые решения;  $\Pi_{ij}$  - элементы матрицы потерь за неправильно принятые решения;  $P(\bar{x} / H_j)$  - условная плотность вероятности правильной идентификации объекта при условии, что выбрана гипотеза  $H_j$ ;  $Z_i$  - область пространства наблюдения, из которого выбирается гипотеза  $H_j$ ;  $M$  - количество гипотез при следующих ограничениях:

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^N \gamma_{kij} \leq 1, & \text{для } i = \overline{1, Q_k}, \\ \sum_{j=1}^N \gamma_{k0j} \leq N, & \text{для } i = 0, \end{cases} \quad (2)$$

где  $\gamma_{kij}$  - элементы матрицы идентификации;  $Q_k$  - количество сопровождаемых объектов, входящих в  $k$ -ую группу;  $N$  - количество измерений.

В случае если объекты разрешаются, матрица идентификации  $\gamma$  с элементами  $\gamma_{kij}$  имеет размерность  $(N \times Q)$  (индекс  $k$  у  $Q$  опущен, т.к. считается, что речь идет о  $k$ -й группе объектов). Пример нахождения указанной матрицы приведен в работе [18]. При неразрешении объектов матрицы идентификации имеют различные размерности в зависимости от вариантов неразрешения объектов. Так, например для случая трех объектов ( $Q = 3$ ) существует пять различных вариантов неразрешения:

- все объекты разрешаемы;
- первый и второй объекты неразрешаемы, третий - разрешаем;
- первый и третий объекты неразрешаемы, второй - разрешаем;
- третий и второй объекты неразрешаемы, первый - разрешаем;
- все объекты неразрешаемы.

Варианты неразрешения объектов для случая трех объектов и соответствующее им количество гипотез иллюстрируется рис. 1.

Для решения задачи идентификации в случае неразрешения объектов проведем разбиение пространства наблюдений  $Z_x$  на непересекающиеся

подобласти  $Z_i$ , такие что  $Z_x = \sum_{i=1}^M Z_i$ . При этом будем полагать, что матрица поощрения за правильно принятые решения простая, при этом  $C_{ij} = \text{const}$ ,

$C_{ij} = 0$  [18]. Выражение (1) может быть переписано в виде (3)

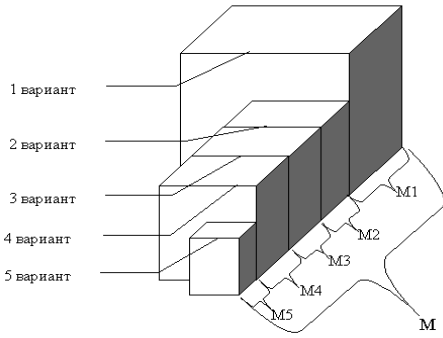


Рис. 1. Варианты неразрешения объектов для случая трех объектов и соответствующее им количество гипотез

$$V_{cp} = \sum_{m=1}^M P_m C_{mm} \int_{Z_m} P(\bar{x} / H_m) dx = \quad (3)$$

$$\sum_{m=1}^M P_m C_{mm} \int_{Z_x} \delta_m(\bar{x}) \cdot P(\bar{x} / H_m) dx,$$

где  $\delta_m(\bar{x}) = \begin{cases} 1, & \text{если } \bar{x} \in Z_m, \\ 0, & \text{если } \bar{x} \notin Z_m. \end{cases}$

В предположении о статистической независимости измерений между собой, совместная плотность распределения выборочных значений  $\bar{x}$ , при условии, что они были порождены объектами, входящими в  $m$ -ую гипотезу представляет собой произведение плотностей вероятностей  $\varphi_i(\bar{x}_i / H_{m_k})$  элементов выборки о принадлежности  $i$ -го измерения  $j$ -му объекту, входящему в  $m$ -ую гипотезу, для  $k$ -го варианта неразрешения, относящегося к данной гипотезе, может быть записана в виде (4):

$$P(\bar{x} / H_{m_k}) = \prod_{i=1}^N \varphi_i(\bar{x}_i / H_{m_k}). \quad (4)$$

Плотность вероятности  $\varphi_i(\bar{x}_i / H_{m_k})$ , для случая, если измерение порождено одиночным объектом, можно представить в виде (5):

$$\varphi_i(\bar{x}_i / H_{m_k}) = \int_{-\infty}^{\infty} P(\bar{x}_i / \theta_{jm_k}) \cdot P(\theta_{jm_k}) d\theta_{jm_k}, \quad (5)$$

где  $P(\bar{x}_i / \theta_{jk})$  - условная плотность распределения параметров измерения  $\bar{x}$  в точке  $\bar{x}_i$  при условии, что данное измерение было порождено  $j$ -м объектом, входящим в  $m$ -ую гипотезу о совместной идентификации объектов и измерений на  $k$ -том варианте неразрешения, с параметрами  $\theta_{jm_k}$ ;  $P(\theta_{jm_k})$  - априорное распределение параметров  $j$ -го объекта.

В предположении о статистической независимости измерений между собой, совместная плотность распределения выборочных значений  $\bar{x}$ , при условии, что они были порождены объектами, вхо-

дящими в  $m$ -ую гипотезу представляет собой произведение плотностей вероятностей  $\varphi_i(\bar{x}_i / H_{m_k})$ , элементов выборки о принадлежности  $i$ -го измерения  $j$ -му объекту, входящему в  $m$ -ую гипотезу, для  $k$ -го варианта неразрешения, также относящегося к данной гипотезе, может быть записана в виде (6):

$$P(\bar{x} / H_{m_k}) = \prod_{i=1}^N \varphi_i(\bar{x}_i / H_{m_k}). \quad (6)$$

Плотность вероятности  $\varphi_i(\bar{x}_i / H_{m_k})$ , для случая, если данное измерение было порождено одиночным объектом, можно представить в следующем виде (7):

$$\varphi_i(\bar{x}_i / H_{m_k}) = \int_{-\infty}^{\infty} P(\bar{x}_i / \theta_{jm_k}) \cdot P(\theta_{jm_k}) d\theta_{jm_k}, \quad (7)$$

где  $P(\bar{x}_i / \theta_{jk})$  - условная плотность распределения параметров измерения  $\bar{x}$  в точке  $\bar{x}_i$  при условии, что данное измерение было порождено  $j$ -ым объектом, входящим в  $m$ -ую гипотезу о совместной идентификации объектов и измерений на  $k$ -ом варианте неразрешения, с параметрами  $\theta_{jm_k}$ ;  $P(\theta_{jm_k})$  - априорное распределение параметров  $j$ -го объекта.

Для класса фоновых объектов справедливо выражение (8):

$$\varphi_i(\bar{x}_i / j = 0) = \frac{1}{\Delta x} \cdot \int_{\Delta x} \left( (\sqrt{2\pi})^n \sqrt{\|K_{ij}\|} \right)^{-1} \times \exp \left\{ -\frac{1}{2} (\bar{x}_i - \bar{m}_x \theta_{jm_k})^T \times \left[ K I^{-1} \cdot (\bar{x}_i - \bar{m}_x \theta_{jm_k}) \right] \right\} d\bar{m}_x \theta_{jm_k} \cong \frac{1}{\Delta x}. \quad (8)$$

С учетом изложенного выше, выражение (1) может быть записано в виде (9):

$$V_{cp} = \sum_{m=1}^{M_k} P_m C_{m_k m_k} \int_{Z_x} \delta_{m_k}(\bar{x}) \cdot \prod_{i=1}^N \varphi_i(\bar{x}_i / H_{m_k}) d\bar{x}, \quad (9)$$

а оптимизационная задача будет выглядеть следующим образом (10):

$$V_{cp} = \max_{\left\{ \delta_{m_k}(\bar{x}) \right\}} \left\{ \sum_{m=1}^{M_k} P_m C_{m_k m_k} \int_{Z_x} \delta_{m_k}(\bar{x}) \cdot \prod_{i=1}^N \varphi_i(\bar{x}_i / H_{m_k}) d\bar{x} \right\} = \max_{\left\{ \delta_{m_k}(\bar{x}) \right\}} \left\{ \int_{Z_x} \left[ \sum_{m=1}^{M_k} P_m C_{m_k m_k} \delta_{m_k}(\bar{x}) \cdot \prod_{i=1}^N \varphi_i(\bar{x}_i / H_{m_k}) \right] d\bar{x} \right\}. \quad (10)$$

Обозначив в (10) подынтегральное выражение через  $L_k(\bar{x})$  [19],

$$L_k(\bar{x}) = \sum_{m=1}^{M_k} L_{m_k}(\bar{x}) = \sum_{m=1}^{M_k} C_{m_k m_k} P_{m_k} \prod_{i=1}^N \varphi_i(\bar{x}_i / H_{m_k}), \quad (11)$$

нетрудно показать, что  $\delta_{m_k}(\bar{x})$  следует выбирать равной единице, если  $L_{m_k}(\bar{x})$  наибольшее для  $m_k = \overline{1, M_k}$ . Таким образом, с учетом (11) решение оптимизационной задачи (10) достигается нахождением гипотезы, обеспечивающей максимум  $L_{m_k}(\bar{x})$  (выражение (12):

$$\hat{m}_k = \arg \max \{L_{m_k}(\bar{x})\}, \text{ для } m_k = \overline{1, M_k}. \quad (12)$$

Введем в рассмотрение матрицу  $\Phi_{m_k} = \{\phi_{ijm_k}\}$ , элементы которой представляют собой значения функции правдоподобия при условии того, что  $i$ -ое измерение было получено при сопровождении  $j$ -го объекта или неразрешаемой группы объектов. Элементы этой матрицы могут быть рассчитаны согласно выражения (6) – для одиночных объектов, входящих в каталог ( $j = \overline{1, Q_{m_k}}$ ), выражения (8) – для неразрешаемой группы объектов. При этом элементы матрицы  $\Phi_{m_k}$  для класса фоновых объектов ( $j=0$ ) могут быть рассчитаны из выражения (7).

Тогда решение оптимизационной задачи, нахождения гипотезы о совместной идентификации объектов и измерений на  $k$ -ом варианте неразрешения (12), примет вид (13):

$$\hat{m}_k = \arg \max \left\{ C_{m_k m_k} P_{m_k} \cdot \prod_{i=1}^N \prod_{j=0}^{Q_{m_k}} \phi_{m_k ij}^{\gamma_{m_k ij}} \right\}, \quad (13)$$

где  $\gamma_{m_k}$  – матрица идентификации, соответствующая  $m$ -ой гипотезе;  $Q_{m_k}$  – количество разрешаемых групп в  $m$ -ой гипотезе.

Задача (13), нахождения номера гипотезы  $\hat{m}_k$ , эквивалентна задаче нахождения матрицы идентификации  $\hat{\gamma}_{m_k}$ , соответствующей данному номеру гипотезы. Логарифмирую (13) окончательно получим (14):

$$\hat{\gamma}_{m_k} = \arg \max \left\{ \ln C_{m_k m_k} + \ln P_{m_k} + \sum_{i=1}^N \sum_{j=0}^{Q_{m_k}} \gamma_{m_k ij} \ln \phi_{m_k ij} \right\}. \quad (14)$$

### Выводы и направления дальнейших исследований

Таким образом, в статье получено оптимальное решающее правило совместной идентификации радиотехнических измерений при сопровождении близкорасположенных объектов наблюдения. Однако, процедура перебора гипотез в соответствии с правилом (14) достаточно громоздка даже при небольшом количестве объектов (10-12). Поэтому, предметом дальнейших исследований является нахождение путей снижения вычислительных затрат решения оптимизационной задачи.

### Список литературы

1. Загальнодержавна цільова науково-технічна космічна програма України на 2013-2017 роки / Закон України від 5 вересня 2013 року № 439-VII.
2. Вениаминов С.С. Космический мусор – угроза человечеству / С.С. Вениаминов, А.М. Червонов. – М.: ИКИ РАН, 2012. – 192 с.
3. Кузьмин С.З. Цифровая радиолокация. Введение в теорию / С.З. Кузьмин. – К.: КВЦ, 2000. – 428 с.
4. Кузьмин С.З. Основы цифровой обработки радиолокационной информации / С.З. Кузьмин. – М.: Сов. радио, 1974. – 432 с.
5. Бакут П.А. Обнаружение движущихся объектов / П.А. Бакут, Ю.В. Жулина, Н.А. Иванчук. – М.: Сов. радио, 1980. – 288 с.
6. Гриценко Н.С. Оценивание параметров движения маневрирующих объектов / Н.С. Гриценко, А.А. Кириченко, Т.А. Коломиец, В.П. Логинов, И.Г. Тихомирова // Зарубежная радиоэлектроника. – 1983. – № 4. – С. 3-26.
7. Bar-Shalom Y. Tracking methods in a multitarget environment / Y. Bar-Shalom // IEEE Trans. on automatic control. – Vol. 23, № 4. – 1978. – P. 618-626.
8. Цифровая обработка радиолокационной информации при сопровождении целей / А.М. Бочкарев, А.Н. Юрьев, М.Н. Долгов, А.В. Щербинин // Зарубежная радиоэлектроника, 1991. – № 3. – С. 3-22.
9. Donald B. Read. An algorithm for tracking multiple targets / Donald B. Read. // IEEE Trans. on automatic control. – Vol. 24. – № 6. – 1979. – P. 843-854.
10. D. Sengupta Neural solution to the multitarget tracking data association problem / D. Sengupta, R.A. Iltis. // IEEE Trans. on AES. – Vol. 25. – № 1. – 1989. – P. 96-108.
11. Machalonabis A.K. Improved multitarget tracking in clutter by PDA smoothing / A.K. Machalonabis, B. Zhou, N.K. Bose // IEEE Trans. on AES. – Vol. 26, № 1. – 1990. – P. 113-121.
12. Кузьмин С.З. Основы проектирования систем цифровой обработки радиолокационной информации / С.З. Кузьмин. – М.: Радио и связь, 1986. – 352 с.
13. Kuo-Chu Chang Join probabilistic data association for multitarget tracking whis possibly unresolved measurements and maneuvers / Kuo-Chu Chang, Y. Bar-Shalom // IEEE Trans. on AC. – Vol. 29. – № 7. – 1984. – P. 585-594.
14. Zhou B. Multitarget tracking in clutter: fast algorithm for data association / B. Zhou, N.K. Bose // IEEE Trans. on AES. – Vol. 29. – № 2. – 1993. – P. 352-363.
15. Roecker J.A. Suboptimal join probabilistic late association / J.A. Roecker, G.L. Phillis // IEEE Trans. on AES. – Vol. 29. – № 2. – 1993. – P. 510-517.
16. Forthmann T.E. Sonar tracking of multiple targets using joint probabilistic data association / T.E. Forthmann, Y. Bar-Shalom, M. Scheffe // IEEE Journal of oceanic engineering. – Vol. 8. – № 3. – 1983. – P. 173-193.
17. Ширман Я.Д. Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех / Я.Д. Ширман, В.Н. Манжос. – М.: Радио и связь, 1981. – 416 с.
18. Логачов С.В. Дослідження методів ідентифікації радіотехнічних вимірів при супроводі близько розташованих космічних об'єктів / С.В. Логачов, Г.В. Худов, Р.В. Дзюбчук // Проблеми створення, випробування, застосування та експлуатації складних інформаційних систем. – Вип. 8. – Житомир: ЖВІ НАУ, 2013. – С. 47-52.
19. Миленский А.В. Классификация сигналов в условиях неопределенности / А.В. Миленский. – М.: Сов. радио, 1975. – 328 с.

Надійшла до редколегії 30.10.2013

Рецензент: д-р техн. наук, проф. К.С. Васюта, Харьковский университет Воздушных Сил им. И. Кожедуба, Харьков.

**МОДИФІКОВАНИЙ МЕТОД СУМІСНОЇ ІМОВІРНІСНОЇ ІДЕНТИФІКАЦІЇ РАДІОТЕХНІЧНИХ ВИМІРІВ  
ПРИ СУПРОВОДЖЕННІ БЛИЗЬКОРОЗТАШОВАНИХ ОБ'ЄКТІВ**

С.В.Логачов, Г.В.Худов, О.О.Щенніков

*У статті проаналізовано відомі методи ідентифікації координатної інформації, відмічені їх переваги та недоліки. Зроблено висновок щодо розробки методу ідентифікації близько розташованих космічних об'єктів, що засновано на байєсовському підході з паралельним надходженням даних. У якості критерію оптимальності обрано байєсовський критерій середнього ризику, а оптимізації полягає в його мінімізації. Розглянуто випадок, коли деякі об'єкти відрізняються. Сформовано вирішальне правило ідентифікації для даного випадку.*

**Ключові слова:** супроводження, ідентифікація, близько розташовані об'єкти, не розрізнявальна група, оптимізаційна задача, вирішальне правило, гіпотеза.

**THE MODIFIED METHOD OF JOINT LIKELIHOOD IDENTIFICATION OF RADIO ENGINEERING  
MEASUREMENTS AT SUPPORT OF OBJECTS**

S.V. Logachyov, G.V. Hudov, A.A. Shchennikov

*In article known methods of identification of the co-ordinate information are analysed, their merits and demerits are noted. The conclusion is drawn on working out of a method of identification the objects, based on Bayes's the approach with parallel receipt of the data. As criterion of an optimality it is chosen Bayes's criterion of a minimum of average risk, and optimisation consists in its minimisation. The case when some objects of supervision can be coincide is considered. The solving rule of identification of measurements for a case in point is formulated.*

**Keywords:** support, identification, the objects, not resolved group, the optimising problem, a solving rule, a hypothesis.