УДК 621.396:629.76

С.В. Логачев[1], Г.В. Худов[1], А.А. Щенников[2]

[1] *Харьковский университет Воздушных Сил имени Ивана Кожедуба, Харьков*
[2] *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 соответствие 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 идентификации 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 **К1** [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 $\overline{m}_{x_j}$ и корреляционную матрицу ошибок **К** 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:

$$B_{cp} = \sum_{i=1}^{M}\sum_{j=1}^{M} P_j C_{ij} \int_{Z_i} P\left(\overline{x} / H_j\right)\, d\overline{x} \to \max , \qquad (1)$$

где P_j - априорная вероятность принятия гипотезы H_j; $C_{ij} = 1 - \Pi_{ij}$ - элементы матрицы поощрения за правильно принятые решения; Π_{ij} - элементы матрицы потерь за неправильно принятые решения; $P(\overline{x} / H_j)$ - 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:

$$\begin{cases} \sum\limits_{j=1}^{N} \gamma_{kij} \le 1, \quad \text{для } i = \overline{1, Q_k}, \\ \sum\limits_{j=1}^{N} \gamma_{k0j} \le N, \quad \text{для } i = 0, \end{cases} \qquad (2)$$

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

В случае если объекты разрешаются, матрица идентификации γ с элементами $\gamma_{k_{ij}}$ имеет размерность (NxQ) (индекс k у Q упущен, 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 $Z_x = \sum\limits_{i=1}^{M} Z_i$. 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)

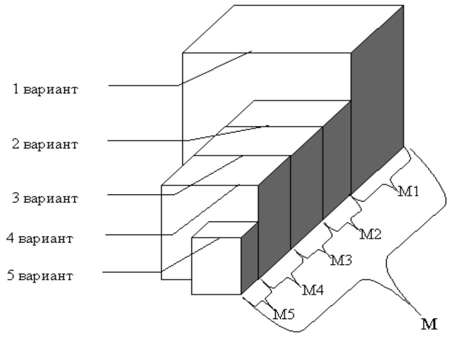

Рис. 1. Варианты неразрешения объектов для случая трех объектов и соответствующее им количество гипотез

$$
\begin{aligned}
Bcp &= \sum_{m=1}^{M} P_m C_{mm} \int_{Z_m} P\left(\bar{x} / H_m\right) dx = \\
&\sum_{m=1}^{M} P_m C_{mm} \int_{Z_x} \delta_m\left(\bar{x}\right) \cdot P\left(\bar{x} / H_m\right) dx,
\end{aligned} \tag{3}
$$

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

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-ю гипотезу представляет собой произведение плотностей вероятностей $\varphi_i(\overline{x_i} / H_{m_k})$ 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):

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

Плотность вероятности $\phi_i(\overline{x_i} / H_{m_k})$, для случая, если измерение порождено одиночным объектом, можно представить в виде (5):

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

где $P\left(\bar{x}_i / \overline{\theta_{j_k}}\right)$ - условная плотность распределения параметров измерения $\bar{x}$ в точке $\overline{x_i}$ при условии, что данное измерение было порождено j-м объектом, входящим в m-ю гипотезу о совместной идентификации объектов и измерений на k-том варианте неразрешения, с параметрами θ_{jm_k}; $P\left(\overline{\theta_{jm_k}}\right)$ - 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, входящими в m-ую гипотезу представляет собой произведение плотностей вероятностей $\varphi_i(\overline{x_i} / H_{m_k})$, элементов выборки о принадлежности i-го измерения j-му объекту, входящему в m-ю гипотезу, для k-го варианта неразрешения, также относящегося к данной гипотезе, может быть записана в виде (6):

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

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

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

где $P\left(\bar{x}_i / \overline{\theta_{j_k}}\right)$ - условная плотность распределения параметров измерения $\bar{x}$ в точке $\overline{x_i}$ 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 θ_{jm_k}; $P\left(\overline{\theta_{jm_k}}\right)$ - априорное распределение параметров j-го объекта.

Для класса фоновых объектов справедливо выражение (8):

$$
\begin{aligned}
&\varphi_i\left(\bar{x}_i / j = 0\right) = \frac{1}{\Delta x} \cdot \int_{\Delta \bar{x}} \left(\left(\sqrt{2\pi}\right)^n \sqrt{\left\| K_{ij} \right\|} \right)^{-1} \times \\
&\times \exp \left\{ \begin{matrix} -\frac{1}{2}\left(\bar{x}_i - \bar{m}_{x\theta_{jm_k}}\right)^T \times \\ \times K1^{-1} \cdot \left(\bar{x}_i - \bar{m}_{x\theta_{jm_k}}\right) \end{matrix} \right\} d\bar{m}_{x\theta_{jm_k}} \cong \frac{1}{\Delta x}.
\end{aligned} \tag{8}
$$

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

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

а оптимизационная задача будет выглядеть следующим образом (10):

$$
\begin{aligned}
&B_{cp} = \\
&= \max_{\left(\hat{\delta}_{m_k}\left(\bar{x}\right)\right)} \left\{ \sum_{m=1}^{M_k} P_m C_{m_k m_k} \int_{Z_x} \delta_{m_k}\left(\bar{x}\right) \cdot \prod_{i=1}^{N} \varphi_i\left(\bar{x}_i / H_{m_k}\right) d\bar{x} \right\} = \\
&= \max_{\left(\hat{\delta}_{m_k}\left(\bar{x}\right)\right)} \left\{ \int_{Z_x} \left[\sum_{m=1}^{M_k} P_m C_{m_k m_k} \delta_{m_k}\left(\bar{x}\right) \cdot \prod_{i=1}^{N} \varphi_i\left(\bar{x}_i / H_{m_k}\right) d\bar{x} \right] \right\}.
\end{aligned} \tag{10}
$$

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

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

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

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

Введем в рассмотрение матрицу $\Phi_{m_k} = \{\phi_{ijm_{ij}}\}$, 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 Φ_{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):

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

где γ_{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):

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

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.: КВІЦ, 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 date 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 clatter 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 date 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 clatter: fast algorithm for date 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 date 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. *Миленький А.В. Классификация сигналов в условиях неопределенности / А.В. Миленький. – 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 розрізнювальна 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.*