

ОБРАБОТКА ИНФОРМАЦИИ И ИДЕНТИФИКАЦИЯ

УДК 621.396.67:629.7.064

ИДЕНТИФИКАЦИЯ ОБЪЕКТОВ ПРИ СТРУКТУРНО-СИСТЕМНОМ МОНИТОРИНГЕ ОБСТАНОВКИ¹

© 2021 г. А. А. Кочкаров^{a,*}, С. Н. Разиньков^b, А. В. Тимошенко^c, В. А. Шевцов^d

^a Финансовый ун-т при Правительстве РФ, Москва, Россия

^b Военный учебно-научный центр Военно-воздушных сил “Военно-воздушная академия
им. проф. Н.Е. Жуковского и Ю.А. Гагарина”, Воронеж, Россия

^c Радиотехнический ин-т им. академика А.Л. Минца, Москва, Россия

^d МАИ (национальный исследовательский ун-т), Москва, Россия

*e-mail: akochkar@gmail.com

Поступила в редакцию 28.05.2020 г.

После доработки 10.03.2021 г.

Принята к публикации 31.05.2021 г.

С использованием критерия минимума среднего риска синтезирован статистически оптимальный алгоритм идентификации объектов по одноптипным параметрам при структурно-системном мониторинге обстановки. В целях сокращения вычислительных затрат выполнена его квазиоптимальная модификация, базирующаяся на исключении из сопоставляемых массивов существенно различающихся по значениям параметров. В программной среде Qt Creator на объектно-ориентированном языке программирования C++ разработана имитационная модель идентификации.

На основе статистических испытаний модели исследованы вероятности правильной идентификации объектов и ложной тревоги по оценкам максимального правдоподобия угловых координат. Проведен анализ зависимостей показателей эффективности идентификации от среднеквадратических ошибок оценок параметров, числа объектов и плотности их размещения в области мониторинга.

DOI: 10.31857/S0002338821050139

Введение. Беспилотные летательные аппараты находят применение для выполнения широкого перечня задач в смешанных группах совместно с пилотируемыми авиационными средствами и при автономном полете в составе беспилотных комплексов с едиными контурами управления [1, 2]. Для повышения достоверности оценки обстановки при действии таких групп используются методы структурно-системного мониторинга, которые базируются на совместной обработке данных о контролируемых объектах, добываемых разнородными средствами [3, 4]. Указанный подход реализуется при контроле воздушного пространства комплексами активно-пассивной радиолокации, в состав которых входят радиолокационные станции, выполняющие обнаружение и распознавание летательных аппаратов, и средства радиотехнического мониторинга, предназначенные для обнаружения и распознавания бортовых источников радиоизлучения по результатам приема, пеленгования и оценки параметров сигналов. За счет комплексного анализа демаскирующих признаков целей парируются их пропуски в отдельных каналах поиска (наблюдения), в том числе обусловленные мерами маскировки и снижения заметности [3]. В отличие от методов структурно-информационного мониторинга [3], заключающегося в использовании группы одноптипных средств (например, радиолокационных станций обзора воздушного пространства) для добывания данных о характеристиках объектов, при структурно-системном подходе расширяется перечень их демаскирующих признаков. При этом повышаются надежность и достоверность мониторинга в условиях непреднамеренных помех, а также организованных мер защиты объектов и противодействия контролю обстановки [3, 4].

При структурно-системном мониторинге обстановки требуется выполнять идентификацию данных, поступающих от независимых источников [3]. Суть этой процедуры заключается в уста-

¹ Исследование выполнено за счет гранта Российского научного фонда № 21-19-00481.

новлении тождественности объектов, обнаруженных и распознанных различными средствами мониторинга (в частности, станциями радиолокационной и радиотехнической разведки) на основании совпадения однопипных параметров. Для выполнения идентификации требуется построить процедуру принятия решения о соответствии между объектами, наблюдаемыми различными средствами, по результатам группирования параметров, принадлежащих одному и тому же объекту [5].

В предлагаемой работе на основе критерия минимума среднего риска [5, 6], обеспечивающего высокую надежность принимаемых решений при малом числе сопоставляемых параметров [4], синтезированы оптимальный и квазиоптимальный алгоритмы и в программной среде Qt Creator на объектно-ориентированном языке программирования C++ разработана имитационная модель идентификации объектов с минимизацией вычислительных затрат на группирование параметров.

Выбор критерия минимума среднего риска обусловлен тем, что при его использовании требуется наименьший по сравнению с методами, базирующимися на нахождении максимума функций (функционалов) правдоподобия [5, 6], объем априорной информации для установления соответствия между однопипными параметрами; идентификация может быть выполнена при различных значениях априорной вероятности условий идентификации каждого объекта. В отличие от методов рекуррентной линейной фильтрации [4] идентификация с минимизацией среднего риска группирования однопипных параметров выполняется по результатам их однократного сопоставления, без сопровождения объектов в области наблюдений. Данное обстоятельство определяет надежность идентификации объектов в условиях возможных срывов их сопровождения, например, вследствие воздействия помех на средства мониторинга.

По результатам статистических испытаний разработанной модели идентификации исследованы вероятности правильной идентификации объектов и ложной тревоги по оценкам максимального правдоподобия угловых координат [7], определяемых средствами активной и пассивной радиолокации при контроле воздушного пространства.

Цель работы – анализ зависимостей показателей эффективности идентификации от среднеквадратических ошибок (СКО) определения однопипных параметров, размеров области размещения и числа объектов.

1. Постановка задачи идентификации объектов по оценкам однопипных параметров. Идентификация выполняется между I и J объектами, наблюдаемыми первым и вторым средствами мониторинга, путем нахождения наиболее близких по значениям однопипных параметров $\tilde{\theta}_i$ и $\hat{\theta}_j$, измеренных с СКО $\tilde{\sigma}_i$ и $\hat{\sigma}_j$ соответственно. В общем случае ввиду возможных пропусков объектов $I \neq J$.

Суть идентификации заключается в установлении соответствия между I объектами, наблюдаемыми первым средством мониторинга, и $K = I + J$ объектами из числа J наблюдаемых и I пропущенных вторым средством мониторинга.

Математическая постановка задачи идентификации объектов по критерию минимума среднего риска имеет вид

$$(i', k') = \arg \min_{\substack{i=1, I, \\ k=1, K}} \bar{R}_{ik}, \quad (1.1)$$

где

$$\bar{R}_{ik} = \sum_{p=1}^I \sum_{m=1}^K R_{ip} P_{mk}, \quad i = \overline{1, I}, \quad k = \overline{1, K} \quad (1.2)$$

– средний риск принятия решения об идентификации объектов [5, 6], R_{ik} и P_{ik} – риск и апостериорная вероятность гипотезы идентификации объектов с порядковыми номерами i и k , $i = \overline{1, I}$, $k = \overline{1, K}$.

Согласно (1.1), при идентификации из множества $K = I + J$ объектов, наблюдаемых первым и вторым средствами мониторинга соответственно, устанавливается область пересечения подмножеств I и J , которые, в общем случае, не совпадают ввиду возможностей пропуска целей вторым средством мониторинга.

В соответствии с байессовским подходом [6]

$$P_{ik} = P_i P_{k|i}, \quad (1.3)$$

где P_i – априорная вероятность условия идентификации i -го объекта, $i = \overline{1, I}$, $P_{k|i}$ – условная вероятность ситуации идентификации k -го, $k = \overline{1, K}$, и i -го, $i = \overline{1, I}$, объектов [5, 6].

Значение $P_{k|i}$, $k = \overline{1, K}$, $i = \overline{1, I}$, находится как произведение вероятностей того, что при гипотезе идентификации пары объектов (i, k) значение параметра $\tilde{\theta}_i$, $i = \overline{1, I}$, принадлежит некоторой области значений, определяемой порогом принятия решения [5], в окрестности значения параметра $\hat{\theta}_k$, $k = \overline{1, K}$, а значения параметров $\tilde{\theta}_p$, $p \neq i$, $p = \overline{1, I}$, располагаются за ее пределами. Число возможных гипотез о соответствии i -го объекта, $i = \overline{1, I}$, одному из K объектов определяется выражением [8]

$$S = K^I. \quad (1.4)$$

Полагаем, что правильно принятые решения не приводят к информационным потерям, все ошибочные решения характеризуются одинаковыми рисками, а априорные вероятности условия идентификации объектов равны. Правило (1.1) с учетом (1.2), (1.3) представим в виде

$$(i', k') = \arg \max_{\substack{i=\overline{1, I}, \\ k=\overline{1, K}}} P_{k|i}. \quad (1.5)$$

На основе (1.5) осуществляется оптимальный по критерию минимума среднего риска (1.1) выбор гипотезы о соответствии однотипных параметров идентификации с максимальной условной вероятностью ситуации идентификации. Однако при этом требуется провести сравнение значений $P_{k|i}$, $k = \overline{1, K}$, $i = \overline{1, I}$, для $K!(I!(K-I)!) / (I!(K-I)!)!$ возможных сочетаний параметров идентификации $\tilde{\theta}_i$, $i = \overline{1, I}$, и $\hat{\theta}_k$, $k = \overline{1, K}$. При большом числе контролируемых объектов указанная процедура затрудняет их идентификацию в реальном масштабе времени.

Для повышения быстродействия алгоритма предлагается его квазиоптимальная модификация

$$(i', k') = \arg \max_{\substack{i=\overline{1, I}, \\ k=\overline{1, K}}} (P_{k|i} |_{P_{k \cdot} = 0, P_{\cdot i} = 0}). \quad (1.6)$$

Согласно (1.6), при идентификации объектов в матрице условных вероятностей $P_{k|i}$, $k = \overline{1, K}$, $i = \overline{1, I}$, находится наибольший элемент, соответствующий ситуации идентификации по k' -му, $k' = \overline{1, K}$, и i' -му, $i' = \overline{1, I}$, параметрам. При установлении принадлежности k' -го, $k' = \overline{1, K}$, и i' -го, $i' = \overline{1, I}$, параметров одному объекту из матрицы условных вероятностей ситуаций идентификации исключаются элементы k' -й строки и i' -го столбца. В модифицированной матрице $P_{k|i}$ размером $(K-1) \times (I-1)$ снова осуществляется поиск наибольшего элемента; указанные процедуры повторяются I раз. Исключение соответствующих строк и столбцов из исходной матрицы на каждом этапе может выполняться путем обращения в нуль элементов $P_{k|i'}$ и $P_{k'|i}$, $k, k' = \overline{1, K}$, $i, i' = \overline{1, I}$. При этом общее число операций по идентификации объектов по сравнению с (1.5) сокращается в $L = \min(I, J)$ раз.

Правило (1.6) является квазиоптимальным ввиду возможных пропусков подлежащих идентификации объектов, поскольку в k' -й строке и i' -м столбце, исключаящихся из матрицы условных вероятностей ситуаций идентификации, могут содержаться элементы, имеющие большие значения, чем оставшиеся в модифицированной матрице. В результате единичной ошибочной идентификации пары объектов (k'', i'') при их истинной идентификации (k', i') и (k'', i'') принятие правильного решения в отношении пары (k', i'') , $k', k'' = \overline{1, K}$, $i', i'' = \overline{1, I}$, также становится невозможным.

С использованием взаимосвязей условных вероятностей ситуаций идентификации объектов с СКО $\hat{\sigma}_i$ и $\hat{\sigma}_j$ для массивов значений $\tilde{\theta}_i$ и $\hat{\theta}_k$, $k = \overline{1, K}$, $i = \overline{1, I}$, в области $\Delta\theta$ [6] установлено, что при малом числе пропусков и высокой априорной точности оценки параметров идентификации [7] правило (1.6) может быть представлено в виде

$$(i', j') = \arg \min_{\substack{i=1, I, \\ k=1, K}} \left[\frac{(\tilde{\theta}_i - \hat{\theta}_k^*)^2}{\tilde{\sigma}_i^2 + \hat{\sigma}_k^2} + \frac{1}{2} \ln(\tilde{\sigma}_i^2 + \hat{\sigma}_k^2) \right], \quad (1.7)$$

где вследствие априорной неопределенности параметров $\hat{\theta}_k$, $k = \overline{1, K}$, их значения заменяются оценками максимального правдоподобия [7]:

$$\hat{\theta}_k^* = \begin{cases} \left[\hat{\theta}_k \hat{\sigma}_k^{-2} + \sum_{i=1}^I \tilde{\theta}_i \tilde{\sigma}_i^{-2} \right] \left[\hat{\sigma}_k^{-2} + \sum_{i=1}^I \tilde{\theta}_i \tilde{\sigma}_i^{-2} \right]^{-1} & \text{при } k = \overline{1, J}; \\ \left[\sum_{i=1}^I \tilde{\theta}_i \tilde{\sigma}_i^{-2} \right] \left[\sum_{i=1}^I \tilde{\theta}_i \tilde{\sigma}_i^{-2} \right]^{-1} & \text{при } k = \overline{(J+1), K}. \end{cases} \quad (1.8)$$

Второе слагаемое в квадратных скобках в правой части (1.7) ограничивает возможности группирования параметров идентификации, измеренных с низкой точностью.

2. Анализ эффективности идентификации объектов при структурно-системном мониторинге обстановки. С целью оценки эффективности правила (1.7) разработана имитационная модель идентификации воздушных объектов, совершающих налет на наземную цель, в системе активно-пассивной радиолокации. Имитационная модель разработана в программной среде Qt Creator на объектно-ориентированном языке программирования C++.

Моделирующий алгоритм, построенный по принципу функциональной декомпозиции, воспроизводит следующие процессы:

- генерация потоков угловых координат объектов в приближении их распределения по нормальному закону с математическими ожиданиями $\tilde{\theta}_i$, $\hat{\theta}_j$ и СКО $\tilde{\sigma}_i = \sigma_{1\theta}$, $\hat{\sigma}_j = \sigma_{2\theta}$, $i = \overline{1, I}$, $j = \overline{1, J}$, в секторе углов $\Delta\theta$ в дискретные моменты времени с применением датчика случайных чисел;

- группирование в соответствии с правилом (1.7) значений параметров идентификации $\tilde{\theta}_i$, $i = \overline{1, I}$, измеренных комплексом радиотехнического мониторинга, и оценок максимального правдоподобия этих параметров $\hat{\theta}_k^*$, $k = \overline{1, K}$, найденных с использованием (1.8) для радиолокационной станции.

Перечень данных для формирования потоков угловых координат воздушных объектов при налете на наземную цель включает в себя их число, координаты, направление и скорости движения на интервалах времени, установленных шагом моделирования, и частотно-временные диаграммы функционирования бортовых источников радиоизлучения. Пропуски оценок угловых координат объектов $\tilde{\theta}_i$, $i = \overline{1, I}$, и $\hat{\theta}_j$, $j = \overline{1, J}$, устанавливаются при нарушении условия энергетической доступности [3, 4] или выходе за пределы секторов рабочих углов средств мониторинга на отдельных участках маршрута [8, 9].

Типовые траектории движения объектов в вертикальной плоскости представлялись ломаными линиями, состоящими из участков полета на фиксированной высоте с установленной крейсерской скоростью и маневра по смене высоты. Маневрирование в горизонтальной плоскости заключается в выполнении поворотов при сохранении приоритета прямолинейного равномерного движения.

Смена режимов работы бортовых источников радиоизлучения, выполняемая совместно с вертикальными маневрами для сохранения скрытности налета, воспроизводится путем изменения значений параметров сигналов, границ и угловых положений секторов обзора антенн [8, 9].

Значения СКО $\tilde{\sigma}_i = \sigma_{1\theta}$, $\hat{\sigma}_j = \sigma_{2\theta}$, $i = \overline{1, I}$, $j = \overline{1, J}$, определяются отношениями сигнал–шум на входах приемников при использовании в средствах мониторинга оптимальных алгоритмов обнаружения и оценки параметров сигналов [8–10]. Для управления базами данных об объектах и условиях моделирования применялась система PostgreSQL. По результатам статистических испытаний представленной модели найдены показатели эффективности идентификации объектов при контроле воздушного пространства.

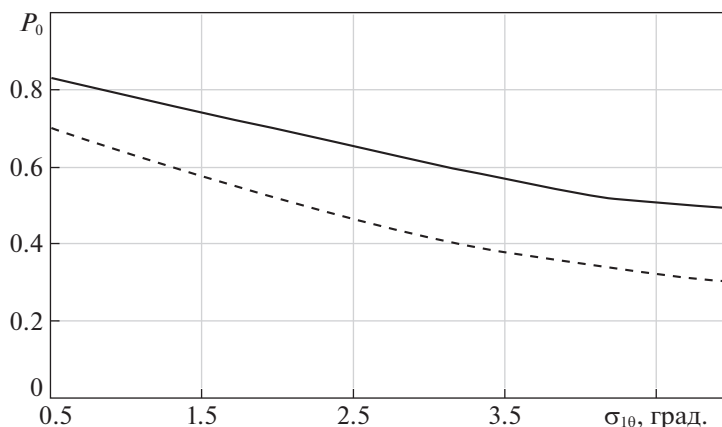


Рис. 1. Зависимости вероятности правильной идентификации $I = 20$ и $J = 19$ объектов от СКО пеленгования σ_{10}

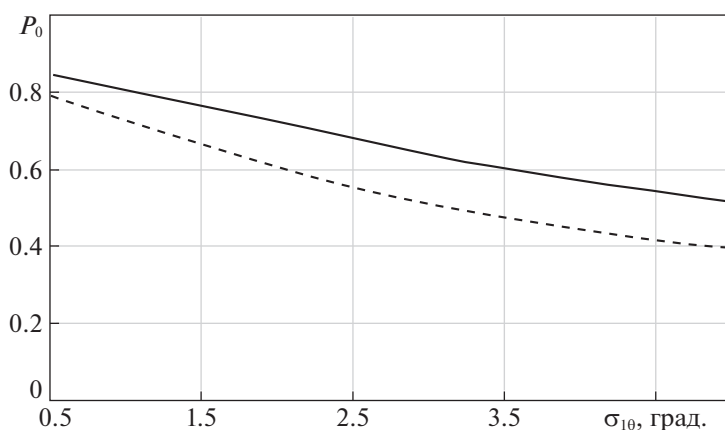


Рис. 2. Зависимости вероятности правильной идентификации объектов от СКО пеленгования σ_{10} в секторе углов $\Delta\theta = 90^\circ$

Вероятность правильной идентификации объектов P_0 определялась как усредненное отношение числа правильно идентифицированных объектов к общему количеству выполненных идентификаций, вероятность ложной тревоги P_1 — как отношение математического ожидания ложно выполненных к общему количеству возможных ошибочных идентификаций [9, 10]. Параметры идентификации и их оценки формировались независимо в каждой серии статистических испытаний модели.

На рис. 1 приведены зависимости вероятности правильной идентификации между $I = 20$ и $J = 19$ воздушными объектами, совершающими налет на наземную цель и обнаруженными первым и вторым средствами мониторинга соответственно, от СКО оценки их угловых координат комплексом радиотехнического мониторинга σ_{10} при фиксированной точности измерения данного параметра $\sigma_{20} = 1^\circ$ радиолокационной станцией. Сплошной линией представлена закономерность изменения P_0 , найденная при движении объектов с различных направлений в секторе углов $\Delta\theta = 180^\circ$, а штриховой линией — в секторе углов $\Delta\theta = 90^\circ$.

На рис. 2 приведены зависимости вероятности правильной идентификации объектов от СКО пеленгования σ_{10} в секторе углов $\Delta\theta = 90^\circ$ при $\sigma_{20} = 1^\circ$ для вариантов: $I = 15$ и $J = 14$ (штриховая линия), $I = 10$ и $J = 9$ (сплошная линия).

Из представленных результатов следует, что при СКО $\sigma_{10} = 0.5^\circ$ и $\sigma_{20} = 1^\circ$ вероятность правильной идентификации 20 объектов в секторе углов $\Delta\theta = 180^\circ$ составляет 0.85, а вероятность

ложной тревоги P_1 не превышает 0.01. По мере увеличения σ_{10} до 2° величина P_0 снижается до 0.7, а при $\sigma_{10} = 5^\circ$ достигает 0.5. С уменьшением сектора углов до $\Delta\theta = 90^\circ$, приводящим к повышению плотности размещения объектов, вероятность их правильной идентификации при СКО $\sigma_{10} = 0.5^\circ$ и $\sigma_{10} = 5^\circ$ убывает до 0.7 и 0.3 соответственно. Данный эффект обусловлен пропусками подлежащих идентификации параметров в массивах значений $\tilde{\theta}_i$ и $\hat{\theta}_j$, $i = \overline{1, I}$, $j = \overline{1, J}$.

За счет сокращения числа воздушных объектов, совершающих налет, до 15 значение P_0 при $\sigma_{10} = 5^\circ$ возрастает до 0.4. Вероятность правильной идентификации $I = 10$ объектов в секторе углов до $\Delta\theta = 90^\circ$ при $\sigma_{10} = 0.5^\circ$ составляет 0.85, а при $\sigma_{10} = 5^\circ$ снижается до 0.5 при $P_1 = 0.01$.

Заключение. С использованием критерия минимума среднего риска и оценок максимального правдоподобия угловых координат построен оптимальный алгоритм идентификации объектов при структурно-системном мониторинге обстановки. Показано, что наименьший средний риск принятия решений об идентификации обеспечивается за счет выбора гипотезы о соответствии параметров с максимальной условной вероятностью ситуации идентификации. Для сокращения вычислительных затрат на идентификацию получена квазиоптимальная модификация разработанного алгоритма с минимизацией вариантов группирования параметров идентификации, базирующаяся на исключении из сопоставляемых массивов существенно различающихся по значениям одностипных параметров. При малом числе пропусков и высокой априорной точности оценки одностипных параметров идентификация может быть выполнена путем группирования объектов с минимальными значениями квадратов разностей параметров, нормированных на суммарную дисперсию их измерений.

В интересах оценки эффективности идентификации объектов в программной среде Qt Creator на объектно-ориентированном языке программирования C++ с использованием системы управления базами данных PostgreSQL разработана имитационная модель и по результатам ее статистических испытаний найдены вероятности правильной идентификации воздушных целей и ложной тревоги при контроле воздушного пространства комплексами активно-пассивной радиолокации. Выявлены закономерности изменения показателей эффективности идентификации по мере увеличения числа, плотности размещения и СКО оценок одностипных параметров объектов.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Евдокименков В.Н., Красильщиков М.Н., Оркин С.Д. Управление смешанными группами пилотируемых и беспилотных летательных аппаратов в условиях единого информационно-управляющего поля. М.: МАИ, 2015. 272 с.
2. Желтов С.Ю., Федунев Б.Е. Оперативное целеполагание в антропоцентрических объектах с позиции концептуальной модели “ЭТАП”. I. Структуры алгоритмов поддержки процесса решения задачи экипажем // Изв. РАН. ТиСУ. 2015. № 3. С. 57–71.
3. Меньшаков Ю.К. Теоретические основы технических разведок. М.: МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2008. 536 с.
4. Управление и наведение беспилотных летательных аппаратов на основе современных информационных технологий / Под ред. М.Н. Красильщикова и Г.Г. Себрякова. М.: Физматлит, 2003. 280 с.
5. Машков Г.М. Статистические критерии и показатели качества отождествления локационных объектов // Изв. вузов. Радиоэлектроника. 2001. Т. 44. № 9. С. 40–48.
6. Барабаш Ю.Л., Варский Б.В., Зиновьев В.Т. Вопросы статистической теории распознавания // Под ред. Б.В. Варского. М.: Сов. радио, 1967. 400 с.
7. Школьный Л.А., Ясько С.И. Отождествление РЭС на основе данных от разнородных датчиков информации // Радиотехника. 1999. № 9. С. 3–7.
8. Попова О.Э., Разиньков С.Н. Отождествление объектов в системах активно-пассивной радиолокации // Измерительная техника. 2008. № 6. С. 43–48.
9. Литикова А.С., Разиньков С.Н. Имитационная модель отождествления объектов при структурно-системном мониторинге обстановки // Вестн. Воронежск. гос. ун-та. Сер. Системный анализ и информационные технологии. 2018. № 1. С. 14–18.
10. Разиньков С.Н., Решетняк Е.А. Оптимальное и квазиоптимальное отождествление объектов при структурно-системном мониторинге обстановки // Физика волновых процессов и радиотехнические системы. 2015. Т. 18. № 3. С. 42–47.