

## Оптимальное и квазиоптимальное отождествление объектов при структурно-системном мониторинге обстановки

С.Н. Разиньков, Е.А. Решетняк

ВУНЦ ВВС «Военно-воздушная академия им. проф. Н.Е. Жуковского и Ю.А. Гагарина»  
394064, Российская Федерация, г. Воронеж  
ул. Старых Большевиков, 54а

С использованием критерия минимума среднего риска и оценок максимального правдоподобия однотипных параметров выполнен синтез оптимального алгоритма отождествления объектов, выявленных совместно функционирующими средствами мониторинга, в условиях априорной неопределенности признаков идентификации. Получена его квазиоптимальная модификация, позволяющая уменьшить размеры массивов признаков идентификации за счет установления приоритета целей с максимальной условной вероятностью отождествления. Исследованы статистические характеристики эффективности отождествления целей по результатам оценки их координат различными средствами мониторинга.

*Ключевые слова:* структурно-системный мониторинг обстановки, отождествление целей, критерий минимума среднего риска, однотипные параметры идентификации, оценка максимального правдоподобия параметра объекта.

### Введение

Для повышения достоверности и полноты анализа обстановки в условиях априорной неопределенности и малой контрастности контролируемых объектов [1] используются методы структурно-системного мониторинга с совместной обработкой данных (сведений), добываемых разнородными средствами. За счет комплексного анализа демаскирующих признаков целей парируются их пропуски в отдельных каналах поиска (наблюдения), в том числе обусловленные мерами маскировки и снижения заметности [1; 2].

При структурно-системном мониторинге обстановки требуется выполнять отождествление данных (сведений), поступающих от независимых источников. Суть указанной процедуры заключается в установлении идентичности результатов поиска (наблюдения) в различных каналах путем сопоставления однотипных параметров и принятия решения о принадлежности признаков идентификации одному и тому же объекту [3; 4].

В предлагаемой работе на основе критерия минимума среднего риска [3; 4], обеспечивающего высокую надежность принимаемых решений при малом числе признаков идентификации [3], построены оптимальный и квазиоптимальный алгоритмы, найдены статистические показатели эффективности отождествления объектов [4] при наличии пропусков в сопоставляемых мас-

сивах и использовании оценок максимального правдоподобия однотипных параметров [5].

Цель работы – исследование оптимального и квазиоптимального отождествления объектов при структурно-системном мониторинге обстановки.

### 1. Оптимальный алгоритм отождествления объектов с оценкой максимального правдоподобия однотипных параметров

Будем полагать, что отождествление выполняется между  $I$  объектами, выявленными первым средством мониторинга, с массивом признаков идентификации  $\left[ \tilde{\xi}_i^{(n)} \right]$  в  $n$ -мерном пространстве,  $i = 1 \dots I$ ,  $n \geq 1$ , и  $J$  объектами с набором однотипных параметров  $\left[ \hat{\xi}_j^{(n)} \right]$ ,  $j = 1 \dots J$ ,  $n \geq 1$ , зафиксированных вторым средством. Значения  $\left[ \tilde{\xi}_i^{(n)} \right]$  и  $\left[ \hat{\xi}_j^{(n)} \right]$  определены со среднеквадратическими ошибками (СКО)  $\tilde{\sigma}_i^{(n)}$  и  $\hat{\sigma}_j^{(n)}$ ,  $i = 1 \dots I$ ,  $j = 1 \dots J$ ,  $n \geq 1$ , соответственно. Ввиду возможных пропусков целей одним из средств мониторинга, общем случае,  $I \neq J$ ; массив  $\left[ \hat{\xi}_j^{(n)} \right]$ ,  $j = 1 \dots J$ ,  $n \geq 1$ , может содержать компоненты, не отождествляемых ни с одним из элементов  $\left[ \tilde{\xi}_i^{(n)} \right]$ ,  $i = 1 \dots I$ ,  $n \geq 1$ , и наоборот.

Для идентификации объектов с однотипными признаками  $\left[ \tilde{\xi}_i^{(n)} \right]$  и  $\left[ \hat{\xi}_j^{(n)} \right]$ ,  $i = 1 \dots I$ ,  $j = 1 \dots J$ ,  $n \geq 1$ , по критерию минимума среднего риска  $\bar{R}_{ps}$  требуется установить принадлежность  $I$  компонентов  $\left[ \tilde{\xi}_i^{(n)} \right]$ ,  $i = 1 \dots I$ ,  $n \geq 1$ , определенных первым средством мониторинга,  $K_I = I + J$  объектам из числа  $J$  зафиксированных или  $I$  пропущенных вторым средством мониторинга с массивом значений  $\left[ \hat{\xi}_k^{(n)} \right]$ ,  $k = 1 \dots K_I$ ,  $n \geq 1$ , при условии [6]

$$(i', k') = \arg \min_{\substack{i=1 \dots I, \\ k=1 \dots K_I}} \bar{R}_{ps}, \quad (1)$$

где

$$\bar{R}_{ps} = \sum_{i=1}^I \sum_{k=1}^{K_I} R_{ik} P_{ps} \left( \tilde{\xi}_i^{(n)}; \hat{\xi}_k^{(n)} \right) \quad (2)$$

$R_{ik}$  – риск принятия решения об отождествлении объектов с однотипными параметрами  $\left[ \tilde{\xi}_i^{(n)} \right]$  и  $\left[ \hat{\xi}_k^{(n)} \right]$ ,  $i = 1 \dots I$ ,  $k = 1 \dots K_I$ ,  $n \geq 1$ ,

$$P_{ps} \left( \tilde{\xi}_i^{(n)}; \hat{\xi}_k^{(n)} \right) = P_{ap} \left( \tilde{\xi}_i^{(n)} \right) \cdot P \left( \hat{\xi}_k^{(n)} \middle| \tilde{\xi}_i^{(n)} \right) \quad (3)$$

– апостериорная вероятность гипотезы об отождествлении объектов с однотипными параметрами  $\left[ \tilde{\xi}_i^{(n)} \right]$  и  $\left[ \hat{\xi}_k^{(n)} \right]$ ,  $i = 1 \dots I$ ,  $k = 1 \dots K_I$ ,  $n \geq 1$ , определенная в соответствии с теоремой гипотез [3],  $P_{ap} \left( \tilde{\xi}_i^{(n)} \right)$  – априорная вероятность условия отождествления  $i$ -ого объекта,  $i = 1 \dots I$ ,  $P \left( \hat{\xi}_k^{(n)} \middle| \tilde{\xi}_i^{(n)} \right)$  – условная вероятность ситуации отождествления  $k$ -ого,  $k = 1 \dots K_I$ , и  $i$ -ого,  $i = 1 \dots I$ , объектов, выявленных различными средствами мониторинга [4].

Ввиду того, что гипотезы, решения и ситуации отождествления целей образуют полную группу несовместных событий, для  $P_{ap} \left( \tilde{\xi}_i^{(n)} \right)$ ,  $P \left( \hat{\xi}_k^{(n)} \middle| \tilde{\xi}_i^{(n)} \right)$  и  $P_{ps} \left( \tilde{\xi}_i^{(n)}; \hat{\xi}_k^{(n)} \right)$  выполняются требования [4]:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^I P_{ap} \left( \tilde{\xi}_i^{(n)} \right) &= 1, \quad \sum_{k=1}^{K_I} P \left( \hat{\xi}_k^{(n)} \middle| \tilde{\xi}_i^{(n)} \right) = 1, \\ \sum_{i=1}^I \sum_{k=1}^{K_I} P_{ps} \left( \tilde{\xi}_i^{(n)}; \hat{\xi}_k^{(n)} \right) &= 1. \end{aligned} \quad (4)$$

Полагая, что риски принятия правильных решений равны нулю, а все неправильные решения приводят к одинаковым информационным потерям, т. е.

$$R_{ik} = R_0 \left( 1 - \delta_{ii'} \right) \left( 1 - \delta_{kk'} \right), \quad (5)$$

где  $R_0$  – положительно определенная величина,  $\delta_{\alpha\beta}$  – символ Кронекера, путем подстановки (5) в (2), а полученного результата в (1) находим правило отождествления объектов

$$(i', k') = \arg \max_{\substack{i=1 \dots I, \\ k=1 \dots K_I}} P_{ps} \left( \tilde{\xi}_i^{(n)}; \hat{\xi}_k^{(n)} \right). \quad (6)$$

С учетом (3) представим (6) в виде

$$(i', k') = \arg \max_{\substack{i=1 \dots I, \\ k=1 \dots K_I}} P_{ap} \left( \tilde{\xi}_i^{(n)} \right) \cdot P \left( \hat{\xi}_k^{(n)} \middle| \tilde{\xi}_i^{(n)} \right). \quad (7)$$

Условная вероятность ситуации отождествления объектов с однотипными параметрами  $\left[ \tilde{\xi}_i^{(n)} \right]$  и  $\left[ \hat{\xi}_k^{(n)} \right]$ ,  $i = 1 \dots I$ ,  $k = 1 \dots K_I$ ,  $n \geq 1$ , находится как произведение вероятностей того, что при гипотезе отождествления пары объектов  $(i, k)$  значения  $\tilde{\xi}_i^{(n)}$ ,  $i = 1 \dots I$ ,  $n \geq 1$ , принадлежат некоторой области  $\Omega_{(n)}$ ,  $n \geq 1$ , с размерами, определяемыми порогом принятия решения [3], в окрестности  $\hat{\xi}_k^{(n)}$ ,  $k = 1 \dots K_I$ ,  $n \geq 1$ , а любые другие значения  $\tilde{\xi}_p^{(n)}$ ,  $p \neq i$ ,  $p = 1 \dots I$ ,  $n \geq 1$ , располагаются за ее пределами [3; 7]:

$$\begin{aligned} P \left( \hat{\xi}_k^{(n)} \middle| \tilde{\xi}_i^{(n)} \right) &= P \left( \hat{\xi}_k^{(n)} \middle| \tilde{\xi}_i^{(n)}; \Omega_{(n)} \right) \times \\ &\times \prod_{\substack{p=1, \\ p \neq i}}^I \left( 1 - P \left( \hat{\xi}_k^{(n)} \middle| \tilde{\xi}_p^{(n)}; \Omega_{(n)} \right) \right), \quad (8) \\ &k = 1 \dots K_I, \end{aligned}$$

где

$$\begin{aligned} P \left( \hat{\xi}_k^{(n)} \middle| \tilde{\xi}_i^{(n)}; \Omega_{(n)} \right) &= \\ &= \int_{\Omega_{(n)}} w \left( \hat{\xi}_k^{(n)} \middle| \tilde{\xi}_i^{(n)} \right) \prod_{r=1}^n d\tilde{\xi}_i^{(r)}, \quad (9) \end{aligned}$$

$$k = 1 \dots K_I, \quad i = 1 \dots I, \quad n \geq 1,$$

$$\begin{aligned} w \left( \hat{\xi}_k^{(n)} \middle| \tilde{\xi}_i^{(n)} \right) &= \\ &= w_{\hat{\xi}} \left( \hat{\xi}_k^{(n)} \middle| \Psi_k^{(n)} \right) \cdot w_{\tilde{\xi}} \left( \tilde{\xi}_i^{(n)} \middle| \Psi_k^{(n)} \right) \end{aligned} \quad (10)$$

– закон распределения однотипных параметров при априорной неопределенности их истинных значений  $\Psi_k^{(n)}$ ,  $k = 1 \dots K_I$ ,  $n \geq 1$ ,

$$w_{\hat{\xi}} \left( \hat{\xi}_k^{(n)} \middle| \Psi_k^{(n)} \right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi \sum_{r=1}^n \left( \hat{\sigma}_k^{(r)} \right)^2}} \times \quad (11)$$

$$\times \exp \left[ - \sum_{r=1}^n \left( \hat{\xi}_k^{(n)} - \hat{\Psi}_k^{(n)} \right)^2 / \left[ 2 \sum_{r=1}^n \left( \hat{\sigma}_k^{(r)} \right)^2 \right] \right],$$

$$w_{\xi} \left( \tilde{\xi}_i^{(n)} \mid \Psi_k^{(n)} \right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi \sum_{r=1}^n \left( \tilde{\sigma}_i^{(r)} \right)^2}} \times \exp \left( - \sum_{r=1}^n \left( \tilde{\xi}_i^{(r)} - \hat{\Psi}_k^{(r)} \right)^2 / \left[ 2 \sum_{r=1}^n \left( \tilde{\sigma}_i^{(r)} \right)^2 \right] \right), \quad (12)$$

– условные плотности вероятности признаков идентификации пары объектов  $(i, k)$ ,  $i = 1 \dots I$ ,  $k = 1 \dots K_I$ ,  $n \geq 1$ .

Вследствие априорной неопределенности параметров при вычислении апостериорной вероятности гипотезы об отождествлении объектов, выявленных различными средствами мониторинга, истинные значения  $\Psi_k^{(n)}$ ,  $k = 1 \dots K_I$ ,  $n \geq 1$ , в (10)–(12) заменяются оценками максимального правдоподобия [5]:

$$\hat{\Psi}_k^{(n)} = \begin{cases} \frac{\hat{\xi}_k^{(n)} \cdot \left( \hat{\sigma}_k^{(n)} \right)^{-2} + \sum_{i=1}^I \hat{\xi}_i^{(n)} \cdot \left( \hat{\sigma}_i^{(n)} \right)^{-2}}{\left( \hat{\sigma}_k^{(n)} \right)^{-2} + \sum_{i=1}^I \left( \hat{\sigma}_i^{(n)} \right)^{-2}} & \text{при } k = 1 \dots J; \\ \frac{\sum_{i=1}^I \hat{\xi}_i^{(n)} \cdot \left( \hat{\sigma}_i^{(n)} \right)^{-2}}{\sum_{i=1}^I \left( \hat{\sigma}_i^{(n)} \right)^{-2}} & \text{при } k = J + 1 \dots K_I. \end{cases} \quad (13)$$

Используя (10)–(13), несложно показать, что при отождествлении  $I$  объектов, выявленных первым средством мониторинга, с одним объектом, данные (сведения) о котором поступают от второго средства, закон распределения признаков идентификации (10) имеет вид

$$w \left( \hat{\xi}_1^{(n)} \mid \tilde{\xi}_i^{(n)} \right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi \sum_{r=1}^n \left[ \left( \tilde{\sigma}_i^{(r)} \right)^2 + \left( \hat{\sigma}_1^{(r)} \right)^2 \right]}} \times \exp \left( - \frac{\sum_{r=1}^n \left( \tilde{\xi}_i^{(r)} - \hat{\xi}_1^{(r)} \right)^2}{2 \sum_{r=1}^n \left[ \left( \tilde{\sigma}_i^{(r)} \right)^2 + \left( \hat{\sigma}_1^{(r)} \right)^2 \right]} \right). \quad (14)$$

Из (9) и (14) следует, что при существенном различии значений однопольных параметров

объектов и больших ожидаемых погрешностях измерений могут быть достигнуты такие же значения вероятности (9), что и для близких значений  $\left[ \tilde{\xi}_i^{(n)} \right]$  и  $\left[ \hat{\xi}_1^{(n)} \right]$ ,  $i = 1 \dots I$ ,  $n \geq 1$ , при малых СКО  $\tilde{\sigma}_i^{(n)}$  и  $\hat{\sigma}_1^{(n)}$ . Нормирующий множитель в (14) увеличивает информационные потери [3] для измерений, выполненных с низкой точностью [8; 9].

Полагая равными значения априорной вероятности условия отождествления каждого  $i$ -ого объекта,  $i = 1 \dots I$ , с учетом (8)–(13) правило (7) представим в виде

$$(i', k') = \arg \max_{\substack{i=1 \dots I, \\ k=1 \dots K_I}} P_* \left( \hat{\xi}_k^{(n)} \mid \tilde{\xi}_i^{(n)} \right), \quad (15)$$

где символ «\*» означает, что условная вероятность (8) вычисляется при замене в (10) истинных значений признаков идентификации  $\Psi_k^{(n)}$  их оценками максимального правдоподобия  $\Psi_k^{(n)}$ ,  $k = 1 \dots K_I$ ,  $n \geq 1$ .

## 2. Квазиоптимальный алгоритм отождествления объектов при структурно-системном мониторинге обстановки

Алгоритм (15) позволяет выполнять оптимальное по критерию минимума среднего риска (1) отождествление целей, выявленных совместно функционирующими средствами мониторинга, в условиях априорной неопределенности признаков идентификации.

Однако для установления принадлежности оценок максимального правдоподобия (13) параметров  $\left[ \tilde{\xi}_i^{(n)} \right]$  и  $\left[ \hat{\xi}_k^{(n)} \right]$ ,  $i = 1 \dots I$ ,  $k = 1 \dots K_I$ ,  $n \geq 1$ , соответствующим объектам требуется провести сравнение значений условной вероятности ситуации отождествления  $P_* \left( \hat{\xi}_k^{(n)} \mid \tilde{\xi}_i^{(n)} \right)$ ,  $k = 1 \dots K_I$ ,  $i = 1 \dots I$ ,  $n \geq 1$ , для  $\frac{K_I!}{I!(K_I - I)!}$  возможных со-

четаний из  $K_I$  по  $I$ . В системах измерительно-сигнатурной разведки MASINT – Measurement And Signature Intelligence, включающих в свой состав средства радиолокационного обзора, оптико-электронные, акустические, сейсмические и магнитометрические датчики [1], системах территориального контроля, раннего обнаружения и распознавания подвижных наземных целей REMBASS – Remotely Monitored Battlefield Sensor System и SOTAS – Stand off Target Acquisition, где для добывания данных

(сведений) об обстановке применяются оптико-электронные, акустические и сейсмические разведывательно-сигнализационные приборы [1], активно-пассивных системах радиолокационного обзора воздушного пространства [10] значения  $I$  и  $K_I$  могут достигать нескольких десятков и сотен. Поэтому решение задачи отождествления объектов на основе (15) в реальном масштабе времени затруднено.

Для повышения быстродействия построенного алгоритма предлагается его квазиоптимальная модификация

$$(i', k') = \arg \max_{\substack{i=1\dots I, \\ k=1\dots K_I}} P_* \left( \hat{\xi}_k^{(n)} \left| \tilde{\xi}_i^{(n)} \right. \right) \cdot \begin{cases} P_* \left( \hat{\xi}_k^{(n)} \left| \tilde{\xi}_{i'}^{(n)} \right. \right) = 0, \\ P_* \left( \hat{\xi}_{k'}^{(n)} \left| \tilde{\xi}_i^{(n)} \right. \right) = 0 \end{cases} \quad (16)$$

Согласно (16), при идентификации объектов в матрице условных вероятностей  $P_* \left( \hat{\xi}_k^{(n)} \left| \tilde{\xi}_i^{(n)} \right. \right)$ ,  $k = 1 \dots K_I$ ,  $i = 1 \dots I$ ,  $n \geq 1$ , находится наибольший элемент, соответствующий ситуации отождествления  $k'$ -ой и  $i'$ -ой цели,  $k = 1 \dots K_I$ ,  $i = 1 \dots I$ . Идентифицированные результаты заносятся в список выполненных отождествлений, а из матрицы условных вероятностей ситуаций отождествления исключаются элементы  $k'$ -ой строки и  $i'$ -ого столбца; в модифицированной матрице  $P_* \left( \hat{\xi}_k^{(n)} \left| \tilde{\xi}_i^{(n)} \right. \right)$  размером  $(K_I - 1) \times (I - 1)$  снова осуществляется поиск наибольшего элемента. Указанные процедуры повторяются  $L_I = \min(I, J)$  раз.

Исключение соответствующих строк и столбцов из исходной матрицы может выполняться путем обращения в нуль элементов  $P_* \left( \hat{\xi}_{k'}^{(n)} \left| \tilde{\xi}_i^{(n)} \right. \right)$  и  $P_* \left( \hat{\xi}_k^{(n)} \left| \tilde{\xi}_{i'}^{(n)} \right. \right)$ ,  $k, k' = 1 \dots K_I$ ,  $i, i' = 1 \dots I$ . При этом общее число операций по отождествлению объектов структурно-системного мониторинга сокращается в  $L_I$  раз.

Квазиоптимальный характер алгоритма (16) обусловлен возможными пропусками подлежащих идентификации целей, поскольку в  $k'$ -ой строке и  $i'$ -ом столбце, исключаящихся из матрицы (8), могут содержаться элементы, имеющие большие значения, чем оставшиеся в модифицированной матрице. В результате возможно появление кратных ошибок отождествления после единичного ошибочного решения. Если истинная идентификация должна быть выполнена для пар целей  $(k', i')$  и  $(k'', i'')$ ,  $k, k'' = 1 \dots K_I$ ,

$i', i'' = 1 \dots I$ , а за счет единичной ошибки отождествлена пара  $(k'', i')$ , то объекты, образующие пару  $(k', i'')$  также не подлежат правильному отождествлению.

### 3. Анализ характеристик отождествления объектов при априорной неопределенности однотипных параметров

Для анализа эффективности алгоритмов (15) и (16) на основе имитационного моделирования потока значений однотипных параметров [8; 9] найдены статистические характеристики отождествления объектов по оценкам их координат ( $n = 2$ ):

$$\begin{aligned} \tilde{\xi}_i^{(1)} &= \tilde{x}_i, & \tilde{\xi}_i^{(2)} &= \tilde{y}_i, & i &= 1 \dots I, \\ \hat{\xi}_k^{(1)} &= \hat{x}_k, & \hat{\xi}_k^{(2)} &= \hat{y}_k, & k &= 1 \dots K_I. \end{aligned} \quad (17)$$

Область  $\Omega_{(2)}$  ограничена окружностью радиуса  $R$ ; при этом (9) имеет вид

$$\begin{aligned} P \left( \hat{x}_k, \hat{y}_k \left| \tilde{x}_i, \tilde{y}_i; \Omega_{(2)} \right. \right) &= \\ &= 2 \int_{\hat{x}_k - R}^{\hat{x}_k + R} \int_{\hat{y}_k}^{\hat{y}_k + \sqrt{R^2 - (\hat{x}_k - \tilde{x}_i)^2}} w \left( \hat{x}_k, \hat{y}_k \left| \tilde{x}_i, \tilde{y}_i \right. \right) \times \\ &\times d\tilde{y}_i d\tilde{x}_i, & i &= 1 \dots I, & k &= 1 \dots K_I, \end{aligned} \quad (18)$$

распределение  $w \left( \hat{x}_k, \hat{y}_k \left| \tilde{x}_i, \tilde{y}_i \right. \right)$  в явном виде может быть получено из (10)–(12) путем замены переменных (17) с введением унифицированных обозначений:

$$\begin{aligned} \tilde{\sigma}_i^{(1)} &= \tilde{\sigma}_x, & \tilde{\sigma}_i^{(2)} &= \tilde{\sigma}_y, & i &= 1 \dots I, \\ \hat{\sigma}_k^{(1)} &= \hat{\sigma}_x, & \hat{\sigma}_k^{(2)} &= \hat{\sigma}_y, & k &= 1 \dots K_I, \end{aligned} \quad (19)$$

при равной точности оценки однотипных параметров для всех  $I$  и  $K_I$  объектов.

Вероятность правильного отождествления объектов  $P_0$  определялась как статистически усредненное отношение числа правильно отождествленных целей к общему количеству выполненных отождествлений, вероятность ложной тревоги  $P_1$  – как отношение математического ожидания ложно выполненных к общему количеству возможных ошибочных отождествлений [4; 9].

На рис. 1 приведены зависимости  $P_0$  от плотности размещения объектов, выявленных первым средством мониторинга,  $\rho_I$  в общей зоне ответственности средств мониторинга. Сплош-

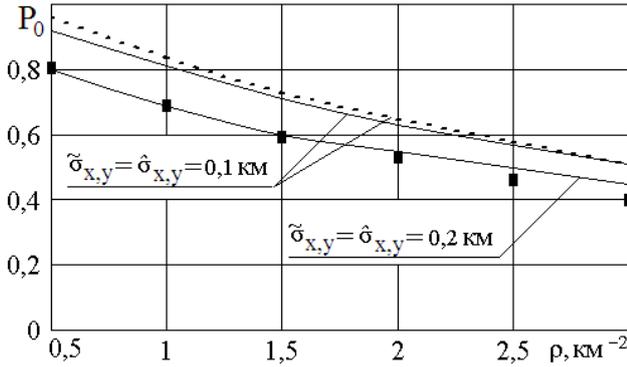


Рис. 1. Зависимости вероятности правильного отождествления от плотности размещения объектов в зоне мониторинга обстановки

ной линией представлены результаты, полученные на основе алгоритма (15) при  $R = 2\tilde{\sigma}$ , где  $\tilde{\sigma} = \sqrt{\hat{\sigma}_x^2 + \hat{\sigma}_y^2}$ ,  $\tilde{\sigma}_{x,y} = \hat{\sigma}_{x,y} = 0,1$  км и  $0,2$  км, а пунктирной линией – при  $R = 3,5\tilde{\sigma}$ . Черными квадратами обозначены значения  $P_0$ , найденные по правилу (16) при  $R = 2\tilde{\sigma}$  и  $\tilde{\sigma}_{x,y} = \hat{\sigma}_{x,y} = 0,2$  км. Вероятность ложной тревоги всюду составляет  $0,01$ .

Из зависимостей следует, что при  $R = 2\tilde{\sigma}$  и указанных значениях  $\tilde{\sigma}_{x,y}$  и  $\hat{\sigma}_{x,y}$  увеличение плотности объектов с  $0,5$  км<sup>-2</sup> до  $2$  км<sup>-2</sup> приводит к снижению вероятности правильного отождествления с  $0,9$  до  $0,65$ . С увеличением  $R$  до  $3,5\tilde{\sigma}$  при  $\rho = 0,5$  км<sup>-2</sup> величина  $P_0$  возрастает до  $0,95$ , а при  $\tilde{\sigma}_{x,y} = \hat{\sigma}_{x,y} = 0,2$  км,  $R = 3,5\tilde{\sigma}$  и  $\rho = (0,5 \dots 2)$  км<sup>-2</sup> лежит в пределах  $0,55 \dots 0,8$  при вероятности ложной тревоги, не превышающей  $0,02$ .

Установлено, что при  $R \leq 2\tilde{\sigma}$  вероятность правильного отождествления объектов даже при значительных расстояниях между ними ограничивается вероятностью попадания параметров идентификации в область  $\Omega_{(2)}$ . Поэтому для достижения показателя  $P_0 = 0,95 \dots 0,99$  при  $P_1 = 0,01$  требуется высокая (не менее  $0,1$  км) точность местоопределения объектов [7; 9].

В частном случае отождествления объектов по оценкам координат  $(\tilde{x}_1; \tilde{y}_1)$  и  $(\hat{x}_1; \hat{y}_1 = 0)$  при наличии вскрытых двумя средствами мониторинга мешающих целей в точках  $(\tilde{x}_2; \tilde{y}_2)$  и  $(\hat{x}_2 = 0; \hat{y}_2 = 0)$  условная вероятность группирования однотипных параметров (18) в предположении, что  $\hat{\sigma} = \sqrt{\hat{\sigma}_x^2 + \hat{\sigma}_y^2} \rightarrow 0$ , т. е. значения  $(\hat{x}_1; 0)$  и  $(0; 0)$  близки к истинным, имеет вид [7]:

$$P(\hat{x}_1, 0 \mid \tilde{x}_1, \tilde{y}_1; \Omega_{(2)}) = 1 - \exp\left(-\frac{R^2}{2\tilde{\sigma}^2}\right), \quad (20)$$

$$\begin{aligned} P(\hat{x}_1, 0 \mid \tilde{x}_2, \tilde{y}_2; \Omega_{(2)}) &= \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\tilde{\sigma}} \int_{\hat{x}_k-R}^{\hat{x}_k+R} \exp\left(-\frac{\tilde{x}_i^2}{2\tilde{\sigma}^2}\right) \times \\ &\times \operatorname{erf}\left(\frac{\sqrt{R^2 - (\hat{x}_k - \tilde{x}_i)^2}}{\sqrt{2}\tilde{\sigma}}\right) d\tilde{x}_i, \end{aligned} \quad (21)$$

где

$$\operatorname{erf}(\alpha) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^\alpha e^{-t^2} dt$$

– функция (интеграл) ошибок, а условная вероятность ситуации отождествления (8) определяется выражением [7]

$$\begin{aligned} P(\hat{x}_1, 0 \mid \tilde{x}_1, \tilde{y}_1) &= \left(1 - \exp\left(-\frac{R^2}{2\tilde{\sigma}^2}\right)\right) \times \\ &\times \left(1 - \frac{1}{\sqrt{2\pi}\tilde{\sigma}} \int_{\hat{x}_k-R}^{\hat{x}_k+R} \exp\left(-\frac{\tilde{x}_i^2}{2\tilde{\sigma}^2}\right) \times \right. \\ &\times \left. \operatorname{erf}\left(\frac{\sqrt{R^2 - (\hat{x}_k - \tilde{x}_i)^2}}{\sqrt{2}\tilde{\sigma}}\right) d\tilde{x}_i\right). \end{aligned} \quad (22)$$

Как показано в [7], с увеличением расстояния между объектами  $\hat{x}_k$  с  $3,3\tilde{\sigma}$  до  $4\tilde{\sigma}$  при  $R/\tilde{\sigma} = 4$  значение (22) повышается с  $0,6$  до  $0,8$ , а за счет изменения  $R$  от  $4\tilde{\sigma}$  до  $\tilde{\sigma}$  при  $\hat{x}_k/\tilde{\sigma} = 3,3$  – возрастает с  $0,6$  до  $0,9$ .

Квазиоптимальный алгоритм отождествления (16) сохраняет работоспособность при малой плотности размещения идентифицируемых объектов и высокой точности оценки однотипных параметров. При  $\rho = (2 \dots 3)$  км<sup>-2</sup> различие величин  $P_0$ , найденных на основе (15) и (16) составляет  $0,03 \dots 0,05$  ввиду пропуска подлежащих отождествлению целей на этапе формирования модифицированных матриц условных вероятностей ситуаций отождествления. Установлено, что за счет уменьшения СКО  $\tilde{\sigma}_{x,y}$  и  $\hat{\sigma}_{x,y}$  до  $0,1$  км при  $\rho = (2 \dots 3)$  км<sup>-2</sup> применение квазиоптимального алгоритма отождествления объектов приводит к получению заниженных значений  $P_0$  на  $0,02 \dots 0,03$ .

## Заключение

Таким образом, с использованием критерия минимума среднего риска [3; 4] и оценок максимального правдоподобия однотипных параметров [5] выполнен синтез алгоритма отождествления объектов при структурно-системном мониторинге обстановки в условиях априорной неопределенности признаков идентификации [5; 6]. Показано, что при равенстве нулю рисков принятия правильных решений и одинаковых информационных потерях для всех неправильных решений, а также равных значениях апостериорных вероятностей гипотез об отождествлении идентификации подлежат объекты с максимальной условной вероятностью ситуации отождествления. При этом априори неизвестные значения признаков идентификации, обусловленные, в том числе, их пропусками в различных средствах мониторинга, требуется заменять оценками максимального правдоподобия.

Получена квазиоптимальная модификация алгоритма отождествления объектов, позволяющая уменьшить размеры массивов признаков идентификации за счет установления приоритета целей с максимальной условной вероятностью ситуации отождествления. Продемонстрирована эффективность применения квазиоптимального алгоритма отождествления результатов поиска (наблюдения) при малой плотности размещения и высокой точности оценки однотипных параметров идентифицируемых целей.

Исследованы статистические характеристики эффективности отождествления объектов по результатам независимых измерений их координат. Установлено, что вероятность правильного отождествления и сопутствующая ей вероят-

ность ложной тревоги зависят от числа, плотности размещения и точности оценки однотипных параметров объектов, а также областью возможных значений признаков идентификации [7], принадлежащих отождествляемым целям.

## Список литературы

1. Меньшаков Ю.К. Теоретические основы технических разведок. М.: МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2008. 536 с.
2. Иванкин Е.Ф., Понькин В.А. Теоретические основы получения и защиты информации об объектах наблюдения. М.: Горячая линия-Телеком, 2008. 386 с.
3. Вопросы статистической теории распознавания // под ред. Б.В. Варского. М.: Сов. радио, 1967. 400 с.
4. Машков Г.М. Статистические критерии и показатели качества отождествления локационных объектов // Известия вузов. Радиоэлектроника. 2001. Т. 44. № 9. С. 40–48.
5. Школьный Л.А., Ясько С.И. Отождествление РЭС на основе данных от разнородных датчиков информации // Радиотехника. 1999. № 9. С. 3–7.
6. Разиньков С.Н., Решетняк Е.А. Многоальтернативное отождествление объектов с оценкой максимального правдоподобия однотипных параметров // Физика волновых процессов и радиотехнические системы. 2014. Т. 17. № 4. С. 38–42.
7. Мельников Ю.П. Воздушная радиотехническая разведка (методы оценки эффективности). М.: Радиотехника, 2006. 236 с.
8. Попова О.Э., Разиньков С.Н. Отождествление объектов в системах активно-пассивной радиолокации // Измерительная техника. 2008. № 6. С. 43–48.
9. Попова О.Э., Разиньков С.Н. Отождествление угловых координат целей в системах активно-пассивной радиолокации // Антенны. 2008. № 1(128). С. 58–61.
10. Радиоэлектронные системы: основы построения и теория / под ред. Я.Д. Ширмана. М.: Радиотехника, 2007. 512 с.

---

## Optimum and quasi-optimum identification of objects at structural and system monitoring of situation

*S.N. Razin'kov, E.A. Reshetnyak*

With use of criterion of a minimum of average risk and estimates of maximum likelihood of the same parameters synthesis of optimum algorithm of an identification of the objects revealed by in common functioning monitors in the conditions of aprioristic uncertainty of signs of identification is executed. Its quasi-optimum modification allowing to reduce the sizes of massifs of signs of identification due to establishment of a priority of the purposes with the maximum conditional probability of an identification is received. Statistical characteristics of efficiency of an identification of the purposes by results of an assessment of their coordinates are investigated by various monitors.

*Keywords:* structural and system monitoring of situation, identification is more whole, criterion of minimum of average risk, same parameters of identification, assessment of maximum likelihood of parameter of object.

---