

Многоальтернативное отождествление объектов с оценкой максимального правдоподобия однотипных параметров

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 алгоритма многоальтернативного отождествления объектов совместно функционирующими средствами мониторинга в условиях априорной неопределенности признаков идентификации. Исследованы статистические характеристики эффективности отождествления целей по результатам независимых измерений их координат.

Ключевые слова: критерий минимума среднего риска, оценка максимального правдоподобия параметра, статистические характеристики отождествления объектов.

Введение

Развитие технологий снижения заметности объектов [1–3] определяет важность совершенствования способов и средств мониторинга (СМ) на основе комплексного анализа разнородных демаскирующих признаков в различных физических полях и диапазонах частот [1; 2]. Так, принципы построения системы измерительно-сигнатурной разведки MASINT – Measurement And Signature Intelligence базируются на совместном применении активных и пассивных средств радиолокационного обзора, оптико-электронных, акустических, сейсмических и магнитометрических датчиков. В системах территориального контроля, раннего обнаружения и распознавания подвижных наземных целей REMBASS – Remotely Monitored Battlefield Sensor System и SOTAS – Stand off Target Acquisition используются оптико-электронные, акустические и сейсмические разведывательно-сигнализационные приборы с единым центром сбора и обработки информации [1].

За счет анализа широкой номенклатуры данных (сведений), поступающих от независимых источников, парируются пропуски целей в отдельных каналах поиска (наблюдения), что способствует повышению оперативности, полноты и достоверности оценки обстановки [1; 2].

В процессе совместного функционирования СМ требуется выполнять отождествление добываемых данных (сведений), суть которого за-

ключается в установлении идентичности целей в различных каналах путем сопоставления их однотипных параметров и принятии решения о принадлежности независимых признаков идентификации одному и тому же объекту [4; 5].

В предлагаемой работе на основе критерия минимума среднего риска [4; 5], обеспечивающего высокую надежность принимаемых решений при малом числе признаков идентификации [4], выполнен синтез алгоритма и найдены статистические характеристики эффективности многоальтернативного отождествления объектов [4] при наличии пропусков в сопоставляемых массивах и использовании оценок максимального правдоподобия [6] неизвестных однотипных параметров.

Цель работы – исследование возможностей отождествления объектов в условиях априорной неопределенности признаков идентификации.

1. Синтез алгоритма отождествления объектов с оценкой максимального правдоподобия однотипных параметров

Будем полагать, что отождествление выполняется между I объектами, выявленными первым СМ, с массивом признаков идентификации $\left[\begin{matrix} \tilde{\xi} \\ \xi_i \end{matrix} \right]^{(n)}$ в n -мерном пространстве, $i = 1 \dots I$, $n \geq 1$, и J объектами с набором однотипных параметров $\left[\begin{matrix} \hat{\xi} \\ \hat{\xi}_j \end{matrix} \right]^{(n)}$, $j = 1 \dots J$, $n \geq 1$, зафиксированных вторым СМ. Значения $\left[\begin{matrix} \tilde{\xi} \\ \xi_i \end{matrix} \right]^{(n)}$ и $\left[\begin{matrix} \hat{\xi} \\ \hat{\xi}_j \end{matrix} \right]^{(n)}$ определе-

ны со среднеквадратическими ошибками (СКО) $\hat{\sigma}_i^{(n)}$ и $\hat{\sigma}_j^{(n)}$, $i = 1 \dots I$, $j = 1 \dots J$, $n \geq 1$ соответственно.

В общем случае $I \neq J$; массив $\left[\hat{\xi}_j^{(n)} \right]$, $j = 1 \dots J$, $n \geq 1$ может содержать компоненты, не отождествляемые ни с одним из элементов $\left[\tilde{\xi}_i^{(n)} \right]$, $i = 1 \dots I$, $n \geq 1$ и наоборот, что характерно для случаев пропуска результатов поиска (наблюдения) в одном из каналов; максимальное количество целей, пропущенных вторым СМ, равно I .

Для отождествления объектов с признаками идентификации $\left[\tilde{\xi}_i^{(n)} \right]$ 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 СМ, $K_I = I + J$ объектам из числа J зафиксированных или I пропущенных вторым СМ с массивом значений $\left[\hat{\xi}_k^{(n)} \right]$, $k = 1 \dots K_I$, $n \geq 1$, при условии [4; 5]

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

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 однопипными 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 однопипными 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 [4], $P_{ap} \left(\tilde{\xi}_i^{(n)} \right)$ – априорная вероятность условия отождествления i -го объекта, $i = 1 \dots I$, $P \left(\hat{\xi}_k^{(n)} \middle| \tilde{\xi}_i^{(n)} \right)$ – условная вероятность ситуации отождествления k -го, $k = 1 \dots K_I$, и i -го, $i = 1 \dots I$, объектов, выявленных различными СМ.

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 [5]:

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

Полагая по аналогии с [6], 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 многоальтернативного 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) правило (6) представим 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 однопипными 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 [4] 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 [4; 7]:

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

где

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

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

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

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

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

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

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

Вследствие априорной неопределенности однотипных параметров при вычислении апостериорной вероятности гипотезы об отождествлении объектов, выявленных различными СМ, истинные значения $\Psi_k^{(n)}$, $k = 1 \dots K_I$, $n \geq 1$ в (10)–(12) заменяются оценками максимального правдоподобия [6]:

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

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

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

Из (9) и (14) следует, что при существенном различии значений однотипных 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 $\hat{\sigma}_1^{(n)}$. Множитель

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi \sum_{r=1}^n \left[\left(\tilde{\sigma}_i^{(r)} \right)^2 + \left(\hat{\sigma}_1^{(r)} \right)^2 \right]}}$$

в (14) увеличивает нормированные информационные потери [6] для измерений, выполненных с низкой точностью [6; 8].

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

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

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. Анализ статистических характеристик отождествления объектов при априорной неопределенности признаков идентификации

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

$$\begin{aligned} \tilde{\xi}_i^{(1)} &= \tilde{x}_i, & \tilde{\xi}_i^{(2)} &= \tilde{y}_i, & i &= 1 \dots I, \\ \hat{\xi}_k^{(1)} &= \hat{x}_k, & \hat{\xi}_k^{(2)} &= \hat{y}_k, & k &= 1 \dots K_I. \end{aligned} \quad (16)$$

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

$$P \left(\hat{x}_k, \hat{y}_k \mid \tilde{x}_i, \tilde{y}_i; \Omega_{(2)} \right) = 2 \int_{\hat{x}_k-R}^{\hat{x}_k+R} \int_{\hat{y}_k}^{\hat{y}_k+\sqrt{R^2-(\hat{x}_k-\tilde{x}_i)^2}} w(\hat{x}_k, \hat{y}_k \mid \tilde{x}_i, \tilde{y}_i) \times d\tilde{y}_i d\tilde{x}_i, \quad i=1 \dots I, \quad k=1 \dots K_I, \quad (17)$$

распределение $w(\hat{x}_k, \hat{y}_k \mid \tilde{x}_i, \tilde{y}_i)$ в явном виде может быть получено из (10)–(12) путем замены переменных (16) с введением унифицированных обозначений:

$$\begin{aligned} \tilde{\sigma}_i^{(1)} &= \tilde{\sigma}_x, & \tilde{\sigma}_i^{(2)} &= \tilde{\sigma}_y, & i &= 1 \dots I, \\ \hat{\sigma}_k^{(1)} &= \hat{\sigma}_x, & \hat{\sigma}_k^{(2)} &= \hat{\sigma}_y, & k &= 1 \dots K_I. \end{aligned} \quad (18)$$

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 [5; 9].

На рис. 1 приведены зависимости P_0 от плотности размещения объектов, выявленных первым СМ, ρ_I в общей зоне ответственности СМ. Сплошной линией представлены результаты, полученные при $R = 2\tilde{\sigma}$, где $\tilde{\sigma} = \sqrt{\tilde{\sigma}_x^2 + \tilde{\sigma}_y^2}$, $\tilde{\sigma}_{x,y} = \hat{\sigma}_{x,y} = 0,1$ км, а пунктирной линией – при $R = 3,5\tilde{\sigma}$; вероятность ложной тревоги 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 $0,5 \text{ км}^{-2}$ до 2 км^{-2} приводит к снижению вероятности правильного отождествления с 0,9 до 0,65. С увеличением R до $3,5\tilde{\sigma}$ при $\rho = 0,5 \text{ км}^{-2}$ 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 $\rho = (0,5 \dots 2) \text{ км}^{-2}$ лежит в пределах 0,55...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

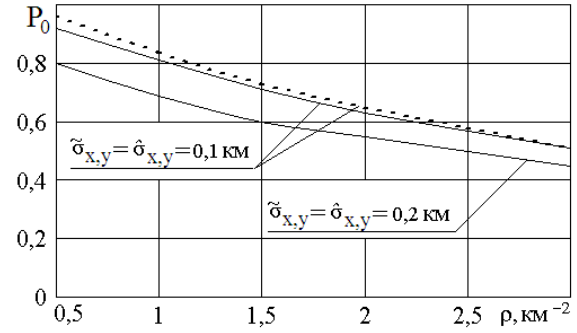


Рис. 1

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 СМ мешающих целей в точках $(\tilde{x}_2; \tilde{y}_2)$ и $(\hat{x}_2 = 0; \hat{y}_2 = 0)$ условная вероятность группирования однотипных параметров (17) 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]:

$$P(\hat{x}_1, 0 \mid \tilde{x}_1, \tilde{y}_1; \Omega_{(2)}) = 1 - \exp\left(-\frac{R^2}{2\tilde{\sigma}^2}\right), \quad (19)$$

$$P(\hat{x}_1, 0 \mid \tilde{x}_2, \tilde{y}_2; \Omega_{(2)}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\tilde{\sigma}} \int_{\hat{x}_k-R}^{\hat{x}_k+R} \exp\left(-\frac{\tilde{x}_i^2}{2\tilde{\sigma}^2}\right) \times \operatorname{erf}\left(\frac{\sqrt{R^2 - (\hat{x}_k - \tilde{x}_i)^2}}{\sqrt{2}\tilde{\sigma}}\right) d\tilde{x}_i, \quad (20)$$

где

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

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

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

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 (21) повышается с 0,6 до 0,8, а за счет изменения R от $4\tilde{\sigma}$ до $6\tilde{\sigma}$ при $\hat{x}_k/\tilde{\sigma} = 3,3$ – возрастает с 0,6 до 0,9.

Заключение

Таким образом, с использованием критерия минимума среднего риска [4; 5] и оценок максимального правдоподобия однотипных параметров [6] выполнен синтез алгоритма многоальтернативного отождествления объектов совместно функционирующими СМ в условиях априорной неопределенности признаков идентификации [5]. 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 СМ, требуется заменять оценками максимального правдоподобия.

Исследованы статистические характеристики эффективности отождествления целей по результатам независимых измерений их координат. Установлено, что вероятность правильного отождествления в совместно функционирующих СМ и сопутствующая ей вероятность ложной

тревоги зависят от числа, плотности размещения и точности оценки однотипных параметров объектов, а также области 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. Железняк В.К. Защита информации от утечки по техническим каналам. СПб.: ГУАП, 2006. 188 с.
3. Показатели и метод комплексной оценки заметности летательных аппаратов / В.А. Губарев [и др.] // Оборонная техника. 1995. № 12. С. 9–11.
4. Вопросы статистической теории распознавания; под ред. Б.В. Варского. М.: Сов. радио, 1967. 400 с.
5. Машков Г.М. Статистические критерии и показатели качества отождествления локационных объектов // Известия вузов. Радиоэлектроника. 2001. Т. 44. № 9. С. 40–48.
6. Школьный Л.А., Ясько С.И. Отождествление РЭС на основе данных от разнородных датчиков информации // Радиотехника. 1999. № 9. С. 3–7.
7. Мельников Ю.П. Методы оценки эффективности отождествления информации от бортовой РЛС и станции радиотехнической разведки // Радиотехника. 1996. № 10. С. 49–54.
8. Попова О.Э., Разиньков С.Н. Отождествление угловых координат целей в системах активно-пассивной радиолокации // Антенны. 2008. № 1 (128). С. 58–61.
9. Попова О.Э., Разиньков С.Н. Отождествление объектов в системах активно-пассивной радиолокации // Измерительная техника. 2008. № 6. С. 43–48.

Multi-alternative identification of objects with an assessment maximum likelihood of same parameters

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

With use of criterion of a minimum of average risk and estimates of maximum likelihood of same parameters synthesis of algorithm of multi-alternative identification of objects by in common functioning monitors in the conditions of aprioristic uncertainty of signs of identification is executed. Statistical characteristics of efficiency of an identification of the purposes by results of independent measurements of their coordinates are investigated.

Keywords: criterion of a minimum of average risk, assessment of maximum likelihood of parameter, statistical characteristics of an identification of objects.
