

Эффективность комплексированной обработки сигналов от датчиков наблюдения объектов в различных физических полях

В. И. Лютин, Е. А. Шипилова
ВУНЦ ВВС «ВВА им. проф. Н.Е. Жуковского
и Ю.А. Гагарина

В. Е. Магер¹, Л. В. Черненькая
Санкт-Петербургский политехнический
университет Петра Великого
¹mv@qmd.spbstu.ru

Е. Н. Десятирикова
Воронежский государственный технический
университет
science2000@ya.ru

О. Б. Макеева
Воронежский государственный университет
olga_makeeva@inbox.ru

Аннотация. На основе теории различения статистических гипотез синтезирован алгоритм обнаружения объектов по результатам совместного наблюдения в нескольких физических полях. Разработана методика определения Байесовского риска в задачах принятия решений по критерию Неймана-Пирсона. Проведено сравнение качества работы синтезированного алгоритма с эвристическими алгоритмами, показывающее преимущество комплексированной обработки сигналов от датчиков изображений. Установлено, что увеличение сред наблюдения приводит к повышению качества обнаружения объектов.

Ключевые слова: теория различения гипотез; Байесовский риск; отношение правдоподобия; достаточная статистика; имитационное моделирование

I. ВВЕДЕНИЕ

Перспективным направлением совершенствования автоматических систем обнаружения объектов, повышения их помехоустойчивости является использование информации о пространственно-энергетических характеристиках объектов и фонов, получаемой в различных участках спектра электромагнитного излучения.

Цель работы – разработка технологии комплексирования результатов наблюдения объектов несколькими датчиками формирования изображений в различных физических полях и оценка Байесовского риска при неизвестных априорных вероятностях присутствия объекта в наблюдении.

II. ФОРМАЛИЗАЦИЯ ПРОБЛЕМЫ

Статистически оптимальный алгоритм поиска, обнаружения и распознавания объектов строится на основе

различения статистических гипотез $H_k, k = \overline{0, K}$. число K которых определяется произведением чисел типовых объектов n_o , числа изображений каждого из объектов с различных дальностей и при различных ракурсах наблюдения n_p , а также числа зон поиска объектов на изображении просматриваемой поверхности n_u : $K = n_o \cdot n_p \cdot n_u$. [1]

Комплексированное изображение представляет собой совокупность сведений об окружающих наблюдателя объектах, добываемую всеми доступными наблюдателю средствами. Формально наблюдение при k -ой гипотезе описывается вектором $\bar{Y}_k = \{y_{mi}, i = \overline{1, L_{mk}}, m = \overline{1, M}\}$, где y_{mi} – i -й компонент вектора наблюдения m -го канала; L_{mk} – число элементов изображения k -го объекта в m -ом канале. Каждый компонент вектора наблюдения, соответствующий одному элементу комплексированного изображения, есть результат преобразования принятого излучения в электрический сигнал, случайность которого обусловлена неравномерностями отражательных и излучательных свойств поверхностей наблюдаемых объектов и фонов и собственным шумом элементарного приёмника излучений, и равен

$$y_{mi} = s_{mki} + \zeta_{mi} \cdot \sigma_{Smki} + \eta_{mi} \cdot \sigma_{mi} : H_k, k = \overline{0, K}, i = \overline{1, L_{mk}}, m = \overline{1, M},$$

где s_{mki} – среднее значение i -го компонента m -го канала при условии справедливости гипотезы H_k , обусловленное средним значением принимаемого излучения в i -м элементе разрешения изображения; σ_{Smki} – среднеквадратическое отклонение i -го компонента m -го канала при условии справедливости гипотезы H_k , обусловленное отклонением от среднего величины

принимаемого излучения в i -м элементе разрешения изображения; σ_{mi} – среднее квадратическое отклонение i -го компонента, обусловленное собственными шумами приёмника излучения в i -м элементе разрешения изображения, не зависящее от гипотезы H_k ; ξ_{mi}, η_{mi} – независимые стандартные нормальные случайные числа.

Гипотеза H_0 соответствует отсутствию интересующих объектов в наблюдаемом изображении.

III. АЛГОРИТМ РЕШЕНИЯ ЗАДАЧИ

В соответствии с теорией различения статистических гипотез решение об обнаружении объекта, соответствующего гипотезе H_k , принимается, если отношение правдоподобия Λ_k превысит установленный порог h_k , определяемый критерием принятия решений [2]

$$\Lambda_k = \frac{w(\{y_{m1}, y_{m2}, \dots, y_{mL_{mk}}, m = \overline{1, M}\} | H_k)}{w(\{y_{m1}, y_{m2}, \dots, y_{mL_{mk}}, m = \overline{1, M}\} | H_0)} \begin{matrix} \gamma = H_k \\ > \\ \gamma = H_0 \end{matrix} h_k \quad k = \overline{1, K}$$

где $w(\{y_{m1}, y_{m2}, \dots, y_{mL_{mk}}, m = \overline{1, M}\} | H_k)$ – условные плотности совместного распределения вероятностей компонентов вектора наблюдения.

Распознавание обнаруженных объектов проводится как выбор гипотезы, для которой величина Λ_k , из превысивших порог h_k , максимальна

$$\gamma = H_k : k = \arg \max_{k: \Lambda_k > h_k} \{\Lambda_k\}.$$

Отношение правдоподобия и правило принятия решений в рассматриваемом случае записываются в виде [1]

$$\Lambda_k = \begin{matrix} \left(\prod_{m=1}^M \prod_{i=1}^{L_{mk}} \frac{1}{\sqrt{\sigma_{Smki}^2 + \sigma_{mi}^2}} \right) \cdot \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{i=1}^{L_{mk}} \frac{(y_{mi} - s_{mki})^2}{\sigma_{Smki}^2 + \sigma_{mi}^2} \right\} \gamma = H_k \\ \left(\prod_{m=1}^M \prod_{i=1}^{L_{m0i}} \frac{1}{\sqrt{\sigma_{Sm0i}^2 + \sigma_{mi}^2}} \right) \cdot \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{i=1}^{L_{m0i}} \frac{(y_{mi} - s_{m0i})^2}{\sigma_{Sm0i}^2 + \sigma_{mi}^2} \right\} \gamma = H_0 \end{matrix} \begin{matrix} \geq \\ < \end{matrix} h_k, k = \overline{1, K}$$

В случае нормального распределения случайных величин $\xi_{mi}, \eta_{mi}, i = \overline{1, L_{mk}}$, их независимости и некоррелированности после логарифмирования отношения правдоподобия алгоритм обнаружения сводится к сравнению достаточной статистики ξ_k с порогом сравнения Π_k и имеет вид [2]

$$\xi_k \begin{matrix} \geq \\ \gamma = H_k \\ < \\ \gamma = H_0 \end{matrix} \Pi_k. \quad (1)$$

Достаточная статистика равна сумме достаточных статистик ξ_{mk} , вычисляемых для наблюдения каждого объекта в каждой среде

$$\xi_k = \sum_{m=1}^M \xi_{mk} = \sum_{m=1}^M \sum_{i=1}^{L_{mk}} \{A_{mki} \cdot y_{mi}^2 + B_{mki} \cdot y_{mi}\}$$

$$\text{где } A_{mki} = -\frac{1}{2} \cdot \left(\frac{1}{\sigma_{Smki}^2 + \sigma_{mi}^2} - \frac{1}{\sigma_{Sm0i}^2 + \sigma_{mi}^2} \right), B_{mki} = \frac{s_{mki}}{\sigma_{Smki}^2 + \sigma_{mi}^2} - \frac{s_{m0i}}{\sigma_{Sm0i}^2 + \sigma_{mi}^2}.$$

Порог сравнения достаточной статистики равен

$$\Pi_k = \ln h_k + \sum_{m=1}^M \sum_{i=1}^{L_{mk}} \left(\ln \frac{\sigma_{Smki}^2 + \sigma_{mi}^2}{\sigma_{Sm0i}^2 + \sigma_{mi}^2} + \frac{s_{mki}^2}{\sigma_{Smki}^2 + \sigma_{mi}^2} - \frac{s_{m0i}^2}{\sigma_{Sm0i}^2 + \sigma_{mi}^2} \right).$$

Таким образом, алгоритм принятия решений при наблюдениях в нескольких средах заключается в суммировании достаточных статистик, сформированных в каждой среде наблюдения, и сравнении суммы с порогом, определяемым как сумма порогов сравнения каждой из достаточных статистик и логарифма порога сравнения отношения правдоподобия. Синтезированный алгоритм позволяет провести границу между процедурами поиска-обнаружения и распознавания объектов за счёт использования понятий определённо ориентированных и неопределённо ориентированных эталонных изображений объектов [1, 3]. Изображения определённо ориентированных объектов задаются для каждой из различаемых гипотез H_k конкретными значениями

средних s_{mki} и дисперсий σ_{Smki}^2 компонентов векторного наблюдения, а также числом элементов изображения L_{km} каждого канала и их взаимным расположением. Возможность перехода от определённо ориентированных объектов к неопределённо ориентированным объектам обусловлена тем фактом, что в реальных системах обзора затруднительно точное совмещение координат отсчётов изображений наблюдаемых объектов и их эталонов, в результате чего возрастают случайные компоненты сигналов от датчиков. Изображения неопределённо ориентированных объектов задаются равными значениями компонентов векторов средних $s_{mki} = s_{mk}, i = \overline{1, L_{mk}}$ и дисперсий сигналов $\sigma_{Smki}^2 = \sigma_{Smk}^2, i = \overline{1, L_{mk}}$ и максимально плотной упаковкой элементов изображения (в виде круга или квадрата) для каждой из различаемых гипотез. Неопределённо ориентированные объекты обнаруживаются по двум гистограммным признакам – среднему и дисперсии сигналов, задаваемым для каждого из диапазонов длин волн излучений. Для определённо ориентированных объектов при преобладании собственных шумов приёмника над случайным компонентом сигнала $\sigma_{mi}^2 \gg \sigma_{Smki}^2$ распределение весовой суммы (достаточной статистики) ξ асимптотически нормальное, что облегчает анализ качества принятия решений за счёт расширения их многообразия.

Синтезированный алгоритм позволяет обнаруживать неопределённо-ориентированные объекты по двум гистограммным признакам: среднему и дисперсии. В этом состоит преимущество данного алгоритма по сравнению с корреляционным, требующим определённой ориентации изображения относительно эталона.

Структурная схема устройства принятия решений предложена в работе [3]. По результатам наблюдения в каждой среде $\tilde{Y}_m, m = \overline{1, M}$ вычисляются достаточные статистики $\xi_m, m = \overline{1, M}$, которые складываются в сумматоре Σ . Сумма достаточных статистик в пороговом устройстве ПУ сравнивается с порогом Π . Если сумма больше или равна порогу, то принимается решение о гипотезе H_1 , в противном случае – о гипотезе H_0 . Компоненты вектора $\tilde{Y}_m, m = \overline{1, M}$ суммируются в сумматоре Σ_1 и возводятся в квадрат в квадраторах КВ. Квадраты компонентов вектора $\tilde{Y}_m, m = \overline{1, M}$ суммируются в сумматоре Σ_2 . Результаты суммирования в умножителях \times умножаются на коэффициенты A_m и B_m , произведения складываются в сумматоре Σ_3 .

IV. ПРОЦЕДУРА ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЯ

Разбиение объектов на определённо ориентированные и неопределённо ориентированные позволяет выполнять поиск, обнаружение и распознавание объектов по двухэтапной процедуре. На первом этапе проводится поиск и обнаружение объектов как неопределённо ориентированных и определение их координат, на втором этапе – распознавание обнаруженных объектов.

При решении задачи обнаружения различаются две гипотезы: H_1 – о наблюдении объекта; H_0 – об отсутствии объекта. Одним из способов снижения затрат на проведение мероприятий по построению систем обнаружения является минимизация среднего Байесовского риска, равного [2]

$$R = \sum_{r=0}^1 P_r \sum_{n=0}^1 P(H_n | H_r) \cdot \Pi_{n,r},$$

где $P_r, r = 0, 1, P_0 + P_1 = 1$ – априорные вероятности гипотез; $P(H_n | H_r)$ и $\Pi_{n,r}, n, r = 0, 1$ – вероятность и плата при принятии гипотезы H_n , если истинна H_r .

При определении Байесовского риска в задачах обнаружения объектов возникает проблема: необходимо знать априорные вероятности гипотез, а в задачах обнаружения по критерию Неймана–Пирсона задаётся вероятность ложной тревоги, например, как отношение площади видимой проекции объекта к площади просматриваемой поверхности. Идея решения данной проблемы состоит в нахождении порога сравнения достаточной статистики Π для обеспечения требуемой вероятности ложной тревоги F , определении виртуальных априорных вероятностей $P_0 = P(H_0)$ и $P_1 = P(H_1)$, и, в конечном итоге, в расчете среднего Байесовского риска [1]. Порог сравнения отношения правдоподобия определяется из соотношения $P(\Lambda > h | H_0) = P(\xi > \Pi | H_0)$. Плотность распределения вероятностей значений достаточной статистики при $\sigma_{1m}^2 \neq \sigma_{0m}^2$ и $m_{1m} \neq m_{0m}$ не подчиняется ни нормальному, ни χ^2 -распределению,

поэтому распределение вероятностей достаточной статистики определяется моделированием алгоритма по методу Монте–Карло, в ходе которого формируется массив значений достаточной статистики при наблюдении по гипотезе $H_0 \{ \xi_{0k}, k = \overline{1, N} \}$, где $N \geq [\text{erf}^{-1}(P_0)]^2 / (2 \cdot \Delta_0^2)$, P_0 и Δ_0 – доверительные вероятность и интервал [3]. Полученный массив упорядочивается в порядке возрастания элементов $S = \text{sort} \{ \xi_{0k}, k = \overline{1, N} \}$.

Порог равен значению элемента упорядоченного массива достаточной статистики с номером $K = \text{int}[N \cdot (1 - F)]$ $\Pi = S_K$. При найденном пороге проводится моделирование по гипотезе H_1 , и определяются $P(H_1 | H_1)$ – вероятность правильного решения о гипотезе H_1 , и $P(H_0 | H_1)$ – вероятность ошибочного решения о гипотезе H_0 , если истинна гипотеза H_1 . Из выражения (1) при известном пороге Π находим

$$h = \exp \left\{ \Pi - \sum_{i=1}^M \left[\frac{L}{2} \cdot \left(\frac{m_{1i}^2}{\sigma_{1i}^2} - \frac{m_{0i}^2}{\sigma_{0i}^2} \right) - L \cdot \ln \frac{\sigma_{0i}}{\sigma_{1i}} \right] \right\}.$$

Из выражения для порога сравнения отношения правдоподобия по критерию Байеса $h = P_0 \cdot (\Pi_{10} - \Pi_{00}) / (P_1 \cdot (\Pi_{01} - \Pi_{11}))$ [4] находим виртуальные априорные вероятности

$$P_1 = (1 + h \cdot (\Pi_{01} - \Pi_{11}) / (\Pi_{10} - \Pi_{00}))^{-1}, P_0 = 1 - P_1.$$

V. МОДЕЛИРОВАНИЕ: РЕЗУЛЬТАТЫ И ИНТЕРПРЕТАЦИЯ

В качестве примера проведены расчёты методом статистического моделирования вероятности обнаружения неопределённо ориентированного объекта по комплексированному изображению, сформированному по сигналам матричного приёмника инфракрасного излучения и радиометрического обнаружителя объекта как точечной цели в условиях действия преднамеренных помех [3]. Статистическое моделирование проводится как определение вероятностей выполнения следующих условий [1]:

а) условие решения о гипотезе H_k , когда она истинна

$$\sum_{m=1}^M \sum_{i=1}^{L_{mk}} \{ (\delta_{mki}^2 - 1) \eta_{mi}^2 + 2 \delta_{mki}^2 \sqrt{q_{mki}} \eta_{mi} \} > 2 \ln h_k + \sum_{m=1}^M \sum_{i=1}^{L_{mk}} (\ln \delta_{ikim}^2 - q_{mki} \delta_{mki}^2)$$

б) условие решения о гипотезе H_0 , когда она истинна

$$\sum_{m=1}^M \sum_{i=1}^{L_{km}} \left\{ \left(1 - \frac{1}{\delta_{mki}^2} \right) \cdot \eta_{mi}^2 + 2 \cdot \sqrt{\frac{q_{mki}}{\delta_{mki}^2}} \cdot \eta_{mi} \right\} > 2 \ln h_k + \sum_{m=1}^M \sum_{i=1}^{L_{mk}} (\ln \delta_{mki}^2 + q_{mki})$$

где η_{mi} – нормальная случайная величина с нулевым средним и единичной дисперсией; $q_{mki} = \frac{(s_{mki} - s_{m0i})^2}{\sigma_{smki}^2 + \sigma_{smi}^2}$ и

$\delta_{mki}^2 = \frac{\sigma_{Smki}^2 + \sigma_{mi}^2}{\sigma_{Sm0i}^2 + \sigma_{mi}^2}$ – параметры обнаружения, представляющие собой обобщённые отношение сигнал/помеха и отношение дисперсий сигналов для i -го компонента векторного наблюдения в m -ом канале.

Результаты расчётов эффективности синтезированного алгоритма, проведенные для случая обнаружения неопределённо ориентированного объекта по комплексированному изображению, сформированному по сигналам матричного приёмника инфракрасного излучения, с числом элементов $L_k = 25$, и радиометрического обнаружителя объекта как точечной цели, приведены в виде графиков рабочих характеристик обнаружения на рисунке 1. В качестве варьируемых параметров использовались обобщённые отношения сигнал/помеха q_u (кривые 1...4 на рис. 1 соответствуют $q_u = 0, 0,25, 0,5, 1$) и дисперсией δ_u^2 в инфракрасном диапазоне длин волн и сигнал/помеха q_p и фиксированное отношение дисперсий $\delta_p^2 = 1$ в радиометрическом диапазоне. Моделирование проводилось методом Монте-Карло по критерию Неймана-Пирсона при вероятности ложной тревоги 0,001.

Как видно из графиков, для снижения вероятность обнаружения необходимо обеспечить снижение величин q_u и q_p , при этом если значение $q_p > 2$, то снижение вероятности обнаружения до величины, например $P_* = 0,1$, невозможно. Действие преднамеренных помех приводит к уменьшению контрастной разности $s_{mki} - s_{m0i} \rightarrow 0$ и к выравниванию дисперсий $\sigma_{Smki}^2 \rightarrow \sigma_{Sm0i}^2$ во всех каналах наблюдения одновременно. При этом $q_{mki} \rightarrow 0$, $\delta_{mki}^2 \rightarrow 0$, что соответствует наихудшим условиям обнаружения.

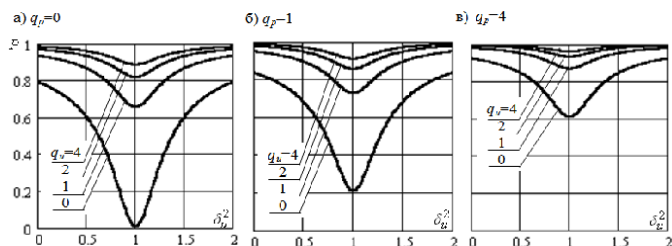


Рис. 1. Характеристики обнаружения

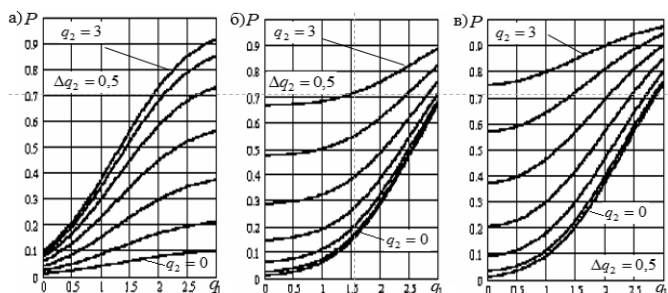


Рис. 2. Вероятность обнаружения при трёх способах объединения: а) два из двух (И); б) один из двух (ИЛИ); в) комплексирование

Критерием эффективности помехи является условие снижения вероятности обнаружения объекта до требуемой величины P_* . Трудность подавления комплексированной системы заключается в необходимости выбора характеристик помех, обеспечивающих существенно более сильное подавление каждого канала, чем подавление одноканальной системы обнаружения. Рассматриваемая задача имеет аналитическое решение при $\sigma_{1m}^2 = \sigma_{0m}^2 = \sigma_i^2$, $m = \overline{1, M}$. [1, 3].

В предположении равенства дисперсий наблюдений по обеим гипотезам проведено сравнение качества обнаружения объекта комплексированной системой двух датчиков и систем обнаружения с комбинированием решений двух датчиков по правилам два из двух (схема И) и один из двух (схема ИЛИ) (характеристики обнаружения приведены на рис. 2). При параметрах обнаружения в каждом из двух каналов, равных $q_1 = q_2 = 2$, вероятности обнаружения равны 0,57, 0,48, 0,70 для трёх сравниваемых систем. Причём, для любой пары сочетаний значений параметров обнаружения вероятность обнаружения выше у системы с комплексированием результатов наблюдений.

VI. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В работе синтезирован оптимальный алгоритм обнаружения и распознавания объектов, разработан технологический принцип комплексирования сигналов, разработана методика определения Байесовского риска при проверке статистических гипотез в задаче обнаружения объектов по критерию Неймана-Пирсона. В работе получен научный результат, состоящий в определении виртуальных априорных вероятностей, соответствующих заданной вероятности ложной тревоги. Установлено, что увеличение числа сред наблюдения приводит к возрастанию вероятности правильного решения или к повышению качества различения гипотез. Показано, что возможен размен числа сред наблюдения на качество решения, что является проявлением синергетического эффекта: совместным наблюдением нескольких датчиков с невысокими показателями качества возможно обнаружение плохо видимого или преднамеренно замаскированного объекта, чего нельзя достичь работой одного высококачественного датчика.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- [1] Лютин В.И., Десятирикова Е.Н., Макеева О.Б. Достоверность обработки сигналов от датчиков наблюдения объектов в различных физических полях //Теория и техника радиосвязи. 2018. №1.С.58-65.
- [2] Ван Трис Г. Теория обнаружения, оценок и модуляции, т.1. М.: «Советское радио», 1972. 742 с.
- [3] Lutin V.I., Mager V.E., Desyatirikova E.N. The Processing of Signals from Sensors to Observe Objects in Various Physical Fields, in Proc. 2018 IEEE ElConRus, St. Petersburg and Moscow, Russia, Jan.29 – Febr.1, 2018, pp.1132-1137.
- [4] Вентцель Е. С. Теория вероятностей: учеб. для вузов. 11-е изд. стер. М.:КНОРУС, 2010. 664 с.