

УДК 621.396.96+537.874.4

А.В. КСЕНДЗУК¹, И.А. ЕВСЕЕВ²

¹ *Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского "ХАИ", Украина*

² *Харьковский университет Воздушных Сил, Украина*

ОСОБЕННОСТИ ОБНАРУЖЕНИЯ ОБЪЕКТОВ В БИСТАТИЧЕСКИХ И МНОГОПОЗИЦИОННЫХ РСА

Рассмотрены квазиоптимальные алгоритмы обнаружения объектов в многопозиционных радиолокационных системах аэрокосмического базирования. Рекомендовано использовать операции обнаружения после комплексирования результатов обработки пространственно-временных полей. Предложены различные способы такого комплексирования и рассмотрены характеристики обнаружителей, соответствующие этим методам. Помимо этого, выполнено исследование эффективности использования алгоритмов декорреляции для решения задач обнаружения.

многопозиционная РСА, обнаружение объектов, квазиоптимальные алгоритмы обнаружения

Введение

В настоящее время особенно актуальна проблема, связанная с задачей построения радиолокационных многопозиционных активно-пассивных систем аэрокосмического базирования. Одной из задач интерпретации изображений, решаемой в таких системах, является задача обнаружения точечных и протяженных объектов [1]. Синтез оптимальных обнаружителей обычно выполняется по критерию Неймана-Пирсона для заданных качественных характеристик (вероятности правильного обнаружения и ложной тревоги) и известных функционалов плотности вероятности полезного и помехового эффектов [2].

Оптимальные алгоритмы обнаружения предполагают вычисление корреляционного интеграла с ядром, совпадающим с ожидаемым отражением от протяженного объекта [3]. Такие операции требуют существенных вычислительных затрат и наличия точной априорной информации, что неприемлемо для решения многих практических задач. По этой причине во многих практических случаях целесообразно использовать квазиоптимальные или эвристические алгоритмы, обеспечивающие требуемые характеристики обнаружения и оптимизированные с

точки зрения простоты реализации для цифровых радиолокационных систем [4].

Для систем без синтеза апертуры антенны оптимальные и квазиоптимальные алгоритмы были получены в работах [5, 6]. Однако представленные методы часто основываются на аппроксимации процессов в отдельных приемных устройствах гауссовскими, что в ряде случаев не соответствует реальным данным.

1. Постановка задачи

Создание многопозиционных систем с синтезированием апертуры предполагает модификацию алгоритмов обнаружения с целью достижения максимальной эффективности работы обнаружителей.

Особенности применения классических алгоритмов обнаружения в РСА заключаются в сложности аналитического задания функционалов условных плотностей вероятности вследствие неоднородного и негауссовского характера результатов вторичной и/или первичной обработки. Более того, помеха представляет собой неоднородное поле, а отражение от объекта существенно зависит от пространственной конфигурации приемо-передающей системы (для произвольной радиолокационной системы та-

кие зависимости должны задаваться в виде многомерных функций, определяющихся параметрами наблюдения – бистатистическими углами Θ_i, Θ_j , ориентацией объекта Θ_o , несущими частотами, поляризациями и др.).

По этой причине для эффективного решения задач обнаружения необходимо использовать квазиоптимальные алгоритмы, исследование которых и является *целью* данной статьи.

2. Синтез алгоритма когерентной обработки сигналов

Пусть для квазиоптимальных алгоритмов обнаружения используются результаты совместной обработки в отдельных приемных устройствах. При этом необходимо формировать выходные эффекты вида

$$I_i(\mathbf{r}_1) = \sum_{j=1}^{R_c} \operatorname{Re} \int_0^T \int_0^T u_i(t_1) R_{u_{ij}}^{-1}(t_1, t_2) \dot{S}_{\eta_j}^*(t_2, \gamma, \mathbf{r}_1) dt_1 dt_2. \quad (1)$$

Последующее обнаружение объектов по результатам формирования вектора радиолокационных изображений $\mathbf{I}(\mathbf{r})$ может быть выполнено в предположении о нормальном характере распределения $I_i(\mathbf{r})$. При этом алгоритм оптимального обнаружения основывается на следующем соотношении

$$\ln(l) = \int_{DD} \int_{DD} [\mathbf{I}^T(\mathbf{r}_1) \mathbf{R}_I^{-1}(\mathbf{r}_1, \mathbf{r}_2) \mathbf{I}^0(\mathbf{r}_2)] d\mathbf{r}_1 d\mathbf{r}_2 - \frac{1}{2} \int_{DD} \int_{DD} [\mathbf{I}^{0T}(\mathbf{r}_1) \mathbf{R}_I^{-1}(\mathbf{r}_1, \mathbf{r}_2) \mathbf{I}^0(\mathbf{r}_2)] d\mathbf{r}_1 d\mathbf{r}_2, \quad (2)$$

где $\mathbf{I}(\mathbf{r}_1)$ – вектор изображений, полученных по различным приемным каналам; $\mathbf{I}^0(\mathbf{r}_1)$ – вектор опорных РЛИ объектов; $\mathbf{R}_I^{-1}(\mathbf{r}_1, \mathbf{r}_2)$ – матрица, обратная

$$\mathbf{R}_I^{-1}(\mathbf{r}_1, \mathbf{r}_2) = \langle [\mathbf{I}^D(\mathbf{r}_1) + \mathbf{I}^N(\mathbf{r}_1)] [\mathbf{I}^D(\mathbf{r}_2) + \mathbf{I}^N(\mathbf{r}_2)] \rangle.$$

Из представленных выше выражений нетрудно заметить, что априорная информация, необходимая для обнаружения объектов по результатам форми-

рования радиолокационных изображений отдельными приемными каналами, включает в себя характеристики отражения от объектов для всех бистатистических пар, участвующих в формировании выходного эффекта; статистические характеристики аддитивного шума для всех каналов приема (автокорреляционные и взаимокорреляционные функции); статистические характеристики отражений от подстилающей поверхности, задаваемые временными и пространственными корреляционными функциями.

Если информация о статистических зависимостях различных принимаемых процессов во временной области является неизвестной, при обработке (2) целесообразно использовать предположение о том, что матрица $\mathbf{R}_u(t_1, t_2)$ является диагональной. При этом оптимальная обработка во временной области упрощается до формирования выходных эффектов без учета статистических связей между различными каналами

$$I_i(\mathbf{r}_1) = \operatorname{Re} \int_0^T \int_0^T u_i(t_1) R_{u_{ii}}^{-1}(t_1, t_2) \dot{S}_{\eta_i}^*(t_2, \gamma, \mathbf{r}_1) dt_1 dt_2. \quad (3)$$

Очевидно, что это приводит к искажению $I_i(\mathbf{r})$ по отношению к (2), а также к ухудшению характеристик обнаружителя по сравнению с оптимальным. Однако, если сигналы в различных бистатистических парах удовлетворяют условию ортогональности

$$\int_0^T \int_0^T \dot{S}_{ik}(t_1, \mathbf{r}) R_{u_{ij}}^{-1}(t_1, t_2) \dot{S}_{im}^*(t_2, \mathbf{r}_1) dt_1 dt_2 = \begin{cases} 0, & k \neq m; \\ \Psi_{ik}^R(\mathbf{r}, \mathbf{r}_1), & k = m \end{cases} \quad (4)$$

либо модель поверхности и характеристики помех позволяют с достаточной точностью аппроксимировать корреляционную матрицу диагональной, эти ошибки будут минимальны.

Недиагональные элементы матрицы $\mathbf{R}_I(\mathbf{r}_1, \mathbf{r}_2)$ определяются статистическими характеристиками отражений от подстилающей поверхности, матрицей аддитивных помех и пространственными функциями

ми неопределенности. При отсутствии электродинамической модели подстилающей поверхности, учитывающей необходимую априорную информацию о поведении $\mathbf{R}(\bullet)$, алгоритм приводится к виду

$$\sum_{i=1}^{Rc} \int \int_{DD} [I_i(\mathbf{r}_1) R_{I_{ii}}^{-1}(\mathbf{r}_1, \mathbf{r}_2) I_i^0(\mathbf{r}_2)] d\mathbf{r}_1 d\mathbf{r}_2 \stackrel{\hat{a}=1}{\geq} \ln(I_0) + \stackrel{\hat{a}=0}{<} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{Rc} \int \int_{DD} [I_i^0(\mathbf{r}_1) R_{I_{ii}}^{-1}(\mathbf{r}_1, \mathbf{r}_2) I_i^0(\mathbf{r}_2)] d\mathbf{r}_1 d\mathbf{r}_2, \quad (5)$$

т.е. сводится к взвешенному суммированию произведений декоррелированных РЛИ с опорными изображениями $I_i^0(\mathbf{r})$ и сравнению их с адаптивным порогом.

В выражениях (1 – 5) при формировании РЛИ используется вектор модифицированных опорных сигналов, учитывающий амплитудно-фазовую характеристику отражений от объектов

$$\dot{S}_{\eta_i}(t, \gamma, \mathbf{r}, \mathbf{r}_0) = \dot{\eta}_i(\mathbf{r}, \mathbf{r}_0, \gamma_i) \dot{S}_i(t, \mathbf{r}), \quad (6)$$

для модели объекта, которую можно представить в виде

$$\dot{\mathbf{F}}(\mathbf{r}, \mathbf{r}_0) = F^0(\mathbf{r}, \mathbf{r}_0) \dot{\eta}(\mathbf{r}, \mathbf{r}_0, \boldsymbol{\beta}, \Theta_0, \Theta_R, \Theta_T), \quad (7)$$

где $F^0(\mathbf{r})$ – среднее значение комплексного коэффициента отражения по $\boldsymbol{\beta}, \Theta_0, \Theta_R, \Theta_T$ (в моноста- тическом варианте – среднее реальное значение диаграммы обратного рассеяния); $\dot{\eta}(\mathbf{r}, \boldsymbol{\beta}, \Theta_0, \Theta_R, \Theta_T)$ – вектор функций, координаты которого с точностью до нормировки совпадают с амплитудно-фазовой диаграммой отражения от объекта для заданных входных параметров и измеряемой экспериментально; $\boldsymbol{\beta}$ – вектор дополнительных входных параметров электродинамической модели объекта для заданной МПРСА (поляризация, несущая частота и др.).

Если матрица $\dot{\eta}(\mathbf{r}, \boldsymbol{\beta}, \Theta_0, \Theta_R, \Theta_T)$ либо ее фазо- вая структура неизвестна, полезная часть результата обработки представляет собой сумму РЛИ объекта в бистатических парах $I - k$ с произвольными на-

чальными фазами, что ведет к уменьшению отношения сигнал/помеха на выходе обнаружителя и ухудшению его качественных характеристик.

Таким образом, использование в обнаружителе результатов формирования радиолокационных изображений при неортогональности временных полей в МПРСА и/или неизвестных характеристиках отражений от объектов (как минимум, фазовой информации) в общем случае нецелесообразно.

Рассмотрим особенности использования в квази- оптимальных обнаружителях результатов формиро- вания радиолокационных изображений по различ- ным бистатическим парам. Оптимальный алгоритм оценки комплексного коэффициента отражения для произвольной бистатической пары при отсутствии сведений о недиагональных элементах корреляци- онной матрицы представим в виде суммы сигналь- ной и помеховой компонент

$$\dot{I}_{ik}(\mathbf{r}_1) = \dot{I}_{ik}^0(\mathbf{r}_1) + \dot{I}_{ik}^N(\mathbf{r}_1) + \dot{I}_{ik}^{IS}(\mathbf{r}_1), \quad (8)$$

где дополнительно выделена интерференционная межканальная компонента $\dot{I}_{ik}^{IS}(\mathbf{r}_1)$, зависящая от степени ортогональности сигналов.

При отсутствии априорных данных о фазовой структуре диаграммы отражения объекта операции обнаружения необходимо выполнять по результатам оценки $|\dot{I}_{ik}(\mathbf{r}_1)|$ либо $|\dot{I}_{ik}(\mathbf{r}_1)|^2$. Статистические характеристики помехи будем описывать без учета влияния $\dot{I}_{ik}^{IS}(\mathbf{r}_1)$. Для реальных покровов плотность вероятности помехи, являющейся функцией про- странственных координат, в общем случае, не мо- жет быть задана аналитически. Приближенные функционалы, использующиеся для описания $\dot{I}_{ik}^N(\mathbf{r}_1)$, основываются на различных эвристических предположениях и результатах экспериментов.

В случае гауссовской аппроксимации по каждо- му из РЛИ, полученных в бистатической паре, вы- носится решение о наличии либо отсутствии объек- та в соответствии с правилом

$$\int_{DD} \int_{DD} \int_0^T \int_0^T u_{ik}(t_1) R_{uik}^{-1}(t_1, t_2) \dot{S}_{ik}^*(t_2, \mathbf{r}_1) dt_1 dt_2 \times \\ \times R_I^{-1}(\mathbf{r}_1, \mathbf{r}_2) I^0(\mathbf{r}_2) d\mathbf{r}_1 d\mathbf{r}_2 \Big|_{\hat{a}=0}^{\hat{a}=1} \geq l_0, \quad (9)$$

причем величина порога l_0 для случая неизвестной фазовой информации выбирается на основании выражений:

$$F = \exp \left\{ \frac{\left| \int_{DD} \int_{DD} I(\mathbf{r}_1) R_I^{-1}(\mathbf{r}_1, \mathbf{r}_2) I^0(\mathbf{r}_2) d\mathbf{r}_1 d\mathbf{r}_2 \right|^2}{2 \left[\sigma^D \sum_{i=1 \dots Rc} E_i^S + \sum_{i=1 \dots Rc} N_{0i} / 2 \right]} \right\}; \\ D = F^{\frac{1}{1+\mu}} = \exp \left\{ \frac{\left| \int_{DD} \int_{DD} I(\mathbf{r}_1) R_I^{-1}(\mathbf{r}_1, \mathbf{r}_2) I^0(\mathbf{r}_2) d\mathbf{r}_1 d\mathbf{r}_2 \right|^2}{2 \left[\sigma^D \sum_{i=1}^{Rc} E_i^S + \sum_{i=1}^{Rc} N_{0i} / 2 \right] \cdot [1+\mu]} \right\}.$$

Если амплитудные характеристики отражения от объекта также неизвестны, порог должен учитывать статистически усредненную информацию – среднюю УЭПР объекта при заданном диапазоне изменения $(\beta, \Theta_0, \Theta_R, \Theta_T)$ и среднее значение УЭПР подстилающей поверхности (или усредненное по всем параметрам многопозиционной системы: несущим частотам, бистатическим углам, поляризациям, законам модуляции, отношению сигнал/помеха $< \mu >$).

В результате применения алгоритмов вида (9) на выходе многопозиционной системы каждая точка поверхности будет характеризоваться полем $\{\hat{a}_{ik}(\mathbf{r})\}$ и, соответственно, вектором вероятностей ложной тревоги и правильного обнаружения $\{F, D\}_{ik}$ (координаты полученного таким образом вектора $\{\mathbf{D}/F_G\}$, в общем случае, различны). Дальнейшее комплексирование результатов обнаружения можно выполнить различными способами. Так, например, в ряде работ рекомендуется выполнять опе-

рации вида $\sum_{i,k} \hat{a}_{ik}(\mathbf{r}) \ln \frac{D_{ik}(1-F_{ik})}{F_{ik}(1-D_{ik})} \Big|_{\hat{a}=0}^{\hat{a}=1} \geq l_0$, а в дру-

гих – преобразование полученного бинарного поля $\{\hat{a}_{ik}(\mathbf{r})\}$.

Особенность совместного использования результатов обнаружения в отдельных приемниках состоит в сложности строгого аналитического определения функционалов совместной плотности вероятности $p(\{\hat{a}_{ik}(\mathbf{r})\} / a(\{\hat{a}_{ik}(\mathbf{r})\}) \neq 1)$ или определения $\{F, D\}_{ik}$, необходимых для оптимального комплексирования обнаружителей. Это вызвано негауссовским и нестационарным характером процессов на входе приемных элементов МПРСА. Если число обнаружителей, участвующих в обработке, достаточно для аппроксимации суммы результатов обработки нормальным процессом, для обнаружения можно воспользоваться взвешенной или невзвешенной суммой $|I_{ik}(\mathbf{r}_1)|^2$. Такой подход позволяет определить с более высокой (по отношению к предыдущему методу) точностью аналитическое значение порога при заданных качественных характеристиках обнаружителя. Более того, этот метод позволяет существенно уменьшить степень влияния неточности аналитического определения порога на качественные характеристики системы.

При использовании результата суммирования РЛИ, полученных в различных бистатических парах, необходимо учитывать особенности функционирования и наличие априорной информации о характеристиках отражения от объекта (заметим, что при совместной обработке $|I_{ik}(\mathbf{r}_1)|, |I_{ik}(\mathbf{r}_1)|^2$ достаточно наличия информации об амплитудных характеристиках) и отражений от подстилающей поверхности

$$|I(\mathbf{r}_1)| = \sum_{ik} \frac{E_{ik}(\mathbf{r}_1) |I_{ik}(\mathbf{r}_1)|}{N_{ik}(\mathbf{r}_1)}. \quad (10)$$

Такое взвешенное суммирование результатов обработки ведет к максимизации отношения сиг-

нал/помеха за счет использования весов, пропорциональных $\mu(\mathbf{r}_1) = \sigma^0(\mathbf{r}_1)[D^D(\mathbf{r}_1) + D^N(\mathbf{r}_1)]^{-1}$. Это позволяет максимизировать качественные характеристики обнаружителя при неполной априорной информации.

Если информация о характеристиках отражения объекта полностью отсутствует, можно воспользоваться как невзвешенным суммированием

$$|I(\mathbf{r}_1)| = \sum_{ik} |I_{ik}(\mathbf{r}_1)|, \quad (11)$$

так и с весами, обратно пропорциональными уровню шумовых помех и отражений от поверхности:

$$|I(\mathbf{r}_1)| = \sum_{ik} \frac{|I_{ik}(\mathbf{r}_1)|}{D^D(\mathbf{r}_1) + D^N(\mathbf{r}_1)}. \quad (12)$$

Интерес представляет и исследование целесообразности использования алгоритмов декорреляции при формировании РЛИ в каждом канале

$$\dot{Y}_{W_{ik}}(r) = \int_0^T \int_0^T u_{ik}(t_1) W_{ik}(t_1, t_2) \dot{S}_{ik}^*(t_2, r) dt_1 dt_2, \quad (13)$$

где $W_{ik}(t_1, t_2)$ – функция, обратная корреляционной функции принимаемого процесса.

3. Исследование работы алгоритмов

В рамках исследования различных алгоритмов обнаружения было выполнено статистическое моделирование. Поведение исходной УЭПР поверхности $\sigma^0(\mathbf{r})$ задавалось в виде некоторой пространственной функции, зависимость УЭПР для бистатистических пар, участвующих в формировании радиолокационного изображения, определялась выражением $\sigma_{ij}^0(\mathbf{r}) = \sigma^0(\mathbf{r})\eta_{ij}^\sigma(\mathbf{r})$.

Модель комплексного коэффициента отражения подстилающей поверхности задавалась в виде комплексного нестационарного процесса, второй статистический момент которого изменяется в соответствии с изменением $\sigma_{ij}^0(\mathbf{r})$:

$$\langle F_{ij}(\mathbf{r}) F_{ij}^*(\mathbf{r}') \rangle = \sigma^0(\mathbf{r}) \eta_{ij}^\sigma(\mathbf{r}) \delta(\mathbf{r} - \mathbf{r}').$$

Рассматривалась МПРСА, состоящая из 3 приемопередатчиков. Поведение УЭПР в одной бистатистической паре показано на рис. 1.



Рис. 1. Поведение $\sigma_{ik}^0(\mathbf{r})$

Амплитудно-фазовый портрет цели для всех бистатистических пар показан на рис. 2.

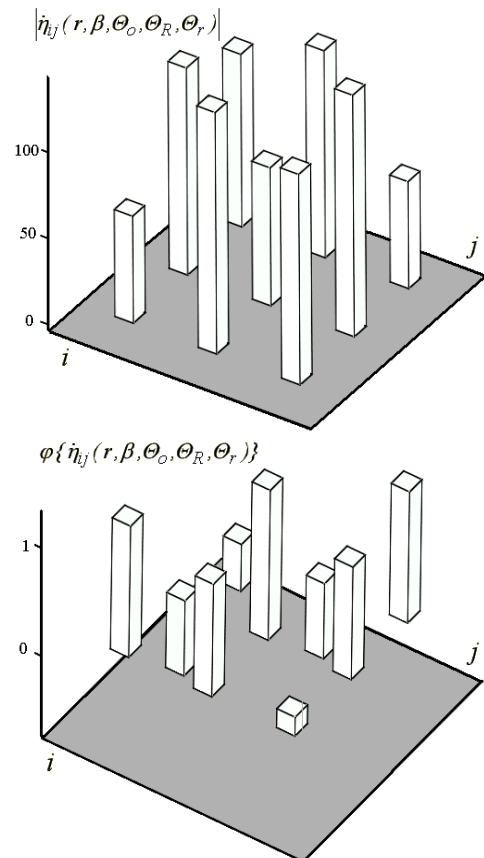


Рис. 2. Портрет цели для бистатистических пар

Результаты совместной обработки при комплексировании результатов по отдельным приемникам, при невзвешенном суммировании РЛИ бистатистических пар (11), использовании алгоритмов (12) и (10), показаны на рис. 3.

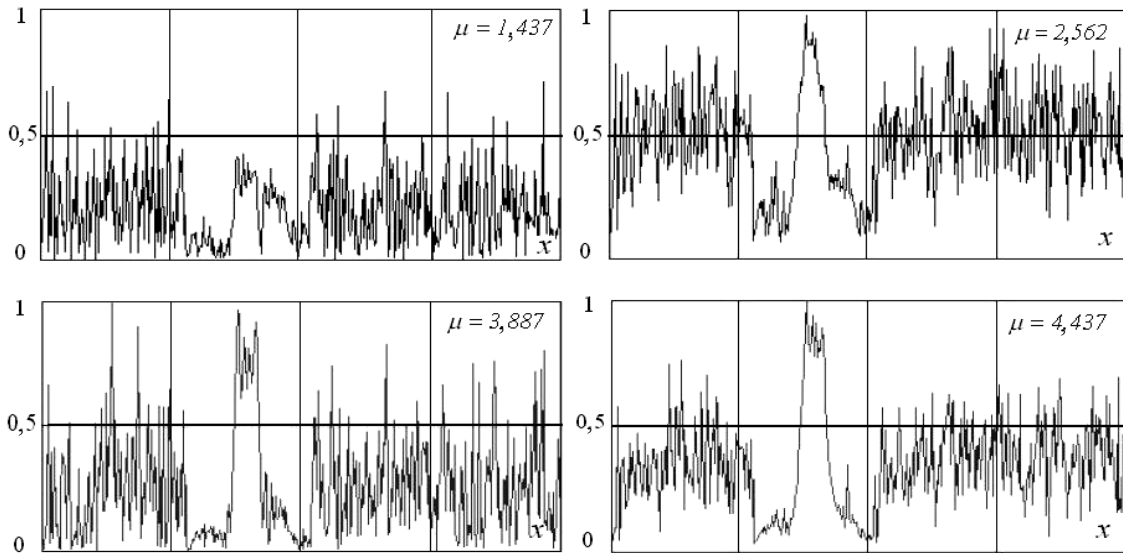


Рис. 3. Пример поведения нормированных сечений РЛИ, полученных в результате использования различных алгоритмов совместной обработки и соответствующее им отношение сигнал/помеха

Исследование целесообразности использования алгоритмов декорреляции выполнялось путем выполнения операций обнаружения в бистатистических парах для РЛИ, сформированных при использовании алгоритма (13) и при использовании алгоритма согласованной фильтрации. При этом используемые сигналы с учетом пространственной конфигурации

МПРСА удовлетворяли условию ортогональности.

Результаты обработки данными алгоритмами представлены на рис. 4.

В каждой из ячеек приведены два исходных изображения протяженных объектов (справа) и результат их обнаружения с последующей индикацией (слева).

		Алгоритм первичной обработки			
		Согласованная фильтрация		Декорреляция входного сигнала	
Вид вторичной обработки	нет				
	сглаживание окном шириной 25 м				

Рис. 4. Сравнение результатов обработки

Заключение

При решении задач исследования радиолокационных систем необходимо корректно задавать уравнение наблюдения с учетом стохастического характера отраженного от поверхности электромагнитного поля. Для этого целесообразно воспользоваться упрощенной электродинамической моделью поверхности, учитывающей стохастический характер отраженного электромагнитного поля

Для получения состоятельной оптимальной оценки функции $\sigma^0(\mathbf{r})$ необходимо находить её в рамках байесовских критериев качества с учётом априорных сведений, регуляризирующих решение этой обратной задачи. Однако, первичные, основные операции, необходимые для оценки этой функции, можно получить и в рамках метода максимального правдоподобия. Полученная оценка будет несостоятельной. Но её можно будет сгладить на этапе вторичной обработки всеми известными методами оконного усреднения (медианными фильтрами, сигма-фильтрами, фильтрами Ли, Фроста и др.).

Это усреднение (сглаживание) может быть выполнено с помощью указанных выше окон, либо путём суммирования изображений полученных на различных частотах, либо под различными углами зондирования, что естественным образом выполняется в МПРСА.

Выводы

Таким образом, по результатам аналитического и численного исследования алгоритмов обнаружения можно сделать следующие выводы.

Учет в алгоритмах совместной обработки априорной информации относительно характеристик отражения от объекта (амплитудных и/или фазовых), поверхности, а также статистических характеристик помех приводит к увеличению отношения сигнал/помеха на выходе устройства совместной обработки. Результат формирования РЛИ в приемном устройстве без использования априорной ин-

формации относительно характеристик отражения объекта при случайной фазовой структуре по отношению к бистатистическим парам характеризуется низким отношением сигнал/помеха и, соответственно, низким качеством обнаружения. Использование алгоритмов декорреляции в общем случае позволяет повысить качество обнаружения и улучшить характеристики РЛИ при дальнейшей его интерпретации.

Дальнейшим развитием работы является разработка оптимальных алгоритмов для различных моделей пространственно-временного распределения полей на входе многопозиционной РСА.

Литература

1. Фалькович С.Е. Хомяков Э.Н. Статистическая теория измерительных радиосистем. – М.: Радио и связь, 1981. – 288 с.
2. Зиберт В. Общие закономерности обнаружения целей при помощи радиолокации // Вопросы радиолокационной техники. – 1957. – № 5. – С. 47 – 53.
3. Rees W.G. Physical principle of remote sensing. – Cambridge University Press, Cambridge, UK, 1990.
4. Валеев В.Г., Язовский А.А. Помехоустойчивые адаптивные алгоритмы цифровой обработки многоканальных сигналов // Связь. Проблемы информационного обмена: Сб. научн. трудов. – Челябинск, ЧГТУ. – 1995. – С. 23 – 30.
5. Eldhuset K. An automatic ship and ship wake detection system for spaceborne SAR images in coastal regions // IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing. – July 1996. – Vol. 34, no. 4. – P. 1010 – 1019.
6. Громаков Ю.А., Голяницкий И.А., Шевцов В.А. Оптимальная обработка радиосигналов большими системами. – М.: Эко-Трендз, 2004. – 260 с.

Поступила в редакцию 14.01.2005

Рецензент: д-р техн. наук, проф. В.К. Волосюк, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «ХАИ», Харьков.