

СОВЕРШЕНСТВОВАНИЕ ПРОЦЕДУР ОБРАБОТКИ СИГНАЛОВ И ИНФОРМАЦИИ ПРИ РАДИОЛОКАЦИОННОМ ОБНАРУЖЕНИИ И СОПРОВОЖДЕНИИ МАЛОЗАМЕТНЫХ ОБЪЕКТОВ

Все обнаруживаемые и сопровождаемые легкие самолеты, вертолеты и другие малоскоростные, низколетающие аппараты, так называемые малозаметные объекты (МЗО), существуют на фоне мешающих отражений (МО) от подстилающей поверхности и от неоднородностей атмосферы. Особенностью подобных мешающих отражений является их дискретный пространственно-временной характер (ДМО), проявляющийся в наличии в отдельных или нескольких ячейках разрешения коротко- и достаточно долгоживущих (от 0,1 до нескольких десятков секунд) помеховых всплесков.

Нестационарный характер мешающих отражений диктует адаптацию алгоритмов обработки сигналов в зависимости от времени и от того, что «наблюдается» в ячейке разрешения – помеховый фон или ДМО. При этом отсутствие значительного энергетического и доплеровского контраста сигналов МЗО на фоне ДМО показывает, что выделение слабых сигналов МЗО должно основываться на использовании всех возможных различительных признаков.

Недостатком классического адаптивного подавителя мешающих отражений является подавление эхо-сигналов от низкоскоростных объектов в том случае, когда мала их энергетика. Преодоление такого недостатка возможно при приближении процедур обработки сигналов к обнаружительной и сопроводительной логике человека-оператора. Характерной особенностью этой логики является последовательное вовлечение в анализ ситуации всех возможных различительных признаков между отражениями от объектов и мешающими отражателями и принятие окончательного решения только в том случае, когда ситуация максимально «прояснена» [1, 3].

Основываясь на подобном подходе, можно предложить процедуру последовательного анализа ситуации в каждой ячейке разрешения по основным различительным признакам помех и сигналов – энергетическим, спектральным, позиционно-временным. Задача обнаружения сигналов МЗО в этом случае трансформируется в задачу признаковой классификации (распознавания) ситуации в каждой ячейке разрешения на наличие полезного сигнала (ситуация A_1) на фоне помехи (ситуация A_0), которую в свою очередь можно подразделить на фон МО (A_{01}) и ДМО (A_{02}).

Такая классификация ситуаций дает возможность обосновать очередность анализа различительных признаков: первоначально – анализ энергетического признака, позволяющий распознать одну из трех ситуаций – «фон» (A_0); вторым – анализ спектрального признака, позволяющий в какой-то мере распознать ситуации A_{02} или A_1 ; третьим – анализ позиционно-временного признака, позволяющий принять окончательное решение – полезный сигнал или помеха.

Если под реализацией отраженного сигнала Y понимать совокупность значений энергетического y , спектрального s и позиционно-временного x параметров $Y = Y(y, s, x)$, то формальной основой последовательного признакового анализа можно считать представление отношения правдоподобия в виде:

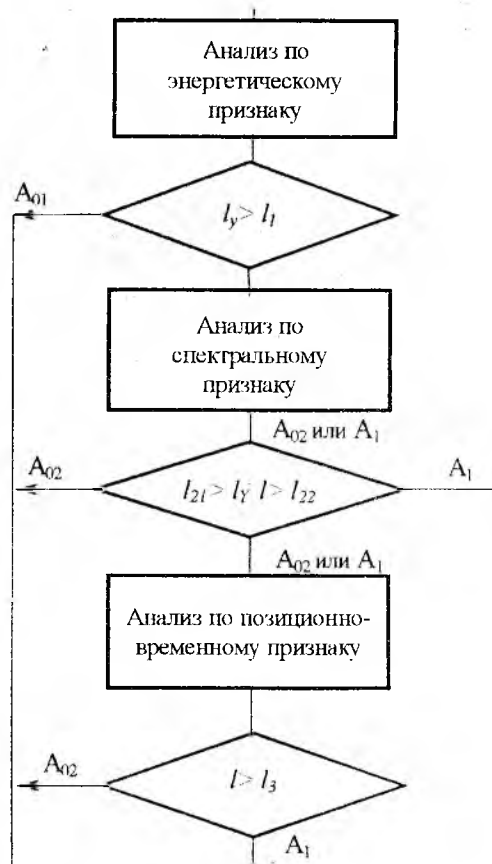


Рис. 1

$$l = \frac{P_{cn}(y, s, x)}{P_n(y, s, x)} = \frac{P_{cn}(y) \cdot P_{cn}(s/y) \cdot P_{cn}(x/ys)}{P_n(y) \cdot P_n(s/y) \cdot P_n(x/ys)} =$$

$$= \frac{P_{cn}(y)}{P_n(y)} \cdot \frac{P_{cn}(s/y)}{P_n(s/y)} \cdot \frac{P_{cn}(x/ys)}{P_n(x/ys)} = l_y \cdot l_{s/y} \cdot l_{x/ys},$$

где $P_{cn}(y, s, x)$, $P_n(y, s, x)$, $P_{cn}(y)$, $P_{cn}(x/ys)$, $P_n(y)$, $P_{cn}(s/y)$, $P_n(x/ys)$ – условные плотности распределения вероятностей принимаемого сигнала и отдельных его параметров; l_y , $l_{s/y}$, $l_{x/ys}$ – частные отношения правдоподобия по соответствующим параметрам.

Блок схема алгоритма последовательного признакового анализа представлен на рис.1. Пороги l_1 , l_{21} , l_{22} и l_3 определяют разбиение признакового пространства на классифицирующие области и выбираются, исходя из требуемых характеристик обнаружения (распознавания). Логика анализа схожа с поведенческой стратегией человека-оператора. Сначала производится попытка с минимальными затратами «прояснить» ситуацию в ячейке разрешения, то есть анализируется энергетический признак. Если ситуация не проясняется, то продолжается анализ по другим признакам. При этом на каждом следующем этапе анализа промежуточное решение принимается по совокупности результатов уже проанализированных признаков.

Алгоритм анализа по энергетическому различительному признаку

Для анализа энергетического различительного признака в качестве параметра u выбран результат накопления пачки (серии) импульсов отраженных сигналов по цифровому выходу приемного тракта с нелинейной (логарифмической) характеристикой. Известен вывод о преимуществах такого приемного тракта при обнаружении сигналов воздушных объектов на фоне помех типа мешающих отражений от неоднородностей атмосферы и приземной среды, сделанный на сопоставлении количественных характеристик показателей качества обнаружения.

Другим подтверждением этого вывода, но уже обобщенного сравнения, является анализ статистической различимости помех и сигналов по эвристическому критерию Бхаттачария. Так называемое расстояние Бхаттачария η определяет степень расхождения кривых плотностей вероятностей $P_{cn}(y)$ и $P_n(y)$ для заданного соотношения сигнал/помеха (с/п) $q = U^2 / \mu_2$:

$$\eta = [P_{cn}(y), P_n(y)] = -\ln[\sqrt{P_{cn}(y)P_n(y)}dy],$$

где U и μ_2 – величины амплитуды полезного сигнала и второго начального момента амплитуды помехи соответственно.

Аппроксимация плотности распределения результата накопления U_Σ пачек (серии импульсов) по выходу линейного детектора гамма – распределением с параметрами α и λ дает следующие выражения для коэффициента статистической различимости помех и сигнала по этой статистике:

$$\eta [P_{cn}(y), P_n(U_\Sigma)] = -$$

$$-\ln \left[\frac{\lambda_{cn}^{\alpha_{cn}/2} \cdot \lambda_n^{\alpha_n/2}}{\lambda_u^{\alpha_u}} \cdot \frac{\Gamma(\alpha_u)}{\sqrt{\Gamma(\alpha_n) \cdot \Gamma(\alpha_{cn})}} \right], \quad (1)$$

где $\alpha_u = (\alpha_{cn} + \alpha_n) / 2$, $\lambda_u = (\lambda_{cn} + \lambda_n) / 2$, индексы «сп» и «п» соответствуют предположению о наличии или отсутствию сигнала.

Аппроксимация результата накопления $U_{\Sigma 1}$ пачки (серии импульсов) по выходу логарифмического тракта нормальным распределением с параметрами μ и σ приводит к следующему выражению коэффициента статистической различимости помех и сигналов по статистике:

$$\eta = -\ln \left[\sqrt{\frac{\sigma_{lcn} \cdot \sigma_{ln}}{\sigma_{lcn}^2 + \sigma_{ln}^2}} \right] - \frac{[\sigma_{lcn}^2 \cdot \mu_{ln} + \sigma_{ln}^2 \cdot \mu_{lcn}]^2 - [\sigma_{ln}^2 \cdot \mu_{lcn}^2 + \sigma_{lcn}^2 \cdot \mu_{ln}^2] \cdot [\sigma_{lcn}^2 + \sigma_{ln}^2]}{4\sigma_{lcn}^2 \cdot \sigma_{ln}^2 \cdot [\sigma_{lcn}^2 + \sigma_{ln}^2]}, \quad (2)$$

где индексы «сп» и «п» имеют тот же смысл, что и в (1).

Анализ приведенных на рис. 2 результатов расчета статистической различимости по статистикам U_Σ (...) по выходу линейного детектора и $U_{\Sigma 1}$ (...) по выходу логарифмического детектора для

различных соотношений с/п позволяет сделать обобщенный вывод о преимуществах логарифмического тракта обработки и показывает динамику изменения различимости полезного сигнала и помехи по различным статистикам при росте отношения q .

В соответствии с процедурой последовательного признакового анализа (рис. 1), синтезирован алгоритм классификации ситуации на «фон» и на «не фон», то есть синтезирован алгоритм вычисления $l_y = P_{cn}(y)$ и порога l_1 для принятия решения $P_n(y)$ на первом этапе анализа. Исследование вида плотности распределения величины $U_{\Sigma 1}$ позволяет определить величину $l_y = P_{cn}(U_{\Sigma 1}) / P_n(U_{\Sigma 1})$ для любого заданного отношения q .

При этом необходимо осуществлять достаточно трудоемкую операцию непрерывного вычисления q , которая в традиционных пороговых обнаружителях не производится, так как принимается решение типа «да – нет». В случае же рассматриваемого обнаружителя (распознавателя) такая информация необходима для того, чтобы на каждом этапе анализа вычислять величину степени правдоподобия принятых решений. Для упрощения подобных вычислений исходили из того, что если брать характерные значения q минимальное, на которое рассчитывается обнаружитель, среднее и максимальное, то для каждого такого случая можно определить параметры функции $P_{cn}(U_{\Sigma 1})$ и получить оценки отношения правдоподобия $l_y = P_{cn}(y) / P_n(y)$. Для каждого значения q такие оценки представляют собой кривые, имеющие в определенной точке максимум l_y (рис. 3). Тогда наблюдаемое при приеме пачки значение параметра u логично трактовать как точку максимум-

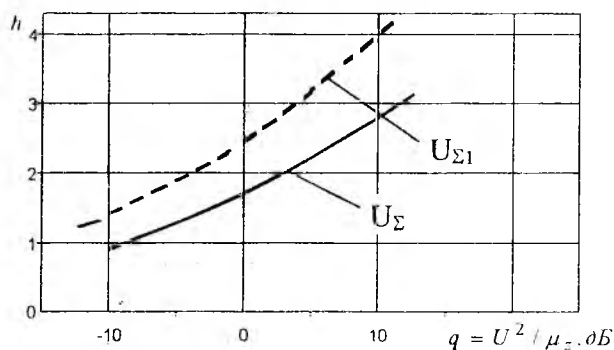


Рис. 2

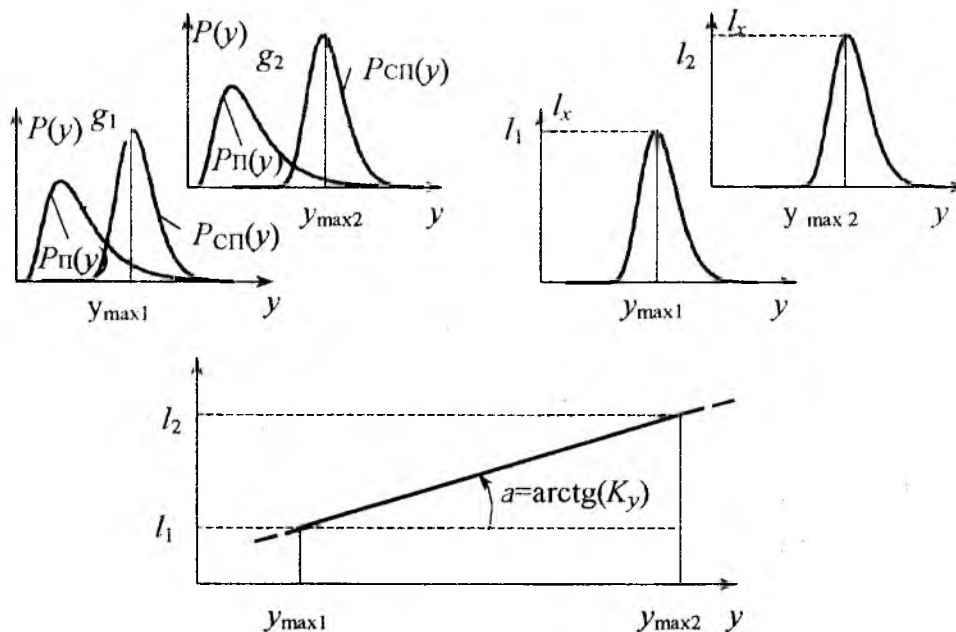


Рис. 3

ма для некоторого значения q . В этом случае зависимость от l_y u логично аппроксимировать линейной функцией, проходящей через оценки l_y в точках максимумов u_{max} . Результат такой аппроксимации выражается соотношением

$$l_y = l_1 + k_y (U_{\Sigma 1} / y_1 - 1), \quad (3)$$

где y_1 и l_1 – значения u_{max} и $l_{y_{max}}$ для минимального q ; $y_1 = \mu l_{cn}$;

$$I_1 = \frac{\sigma_{ln}}{\sigma_{l_{cn}}} \cdot \exp\left[-\frac{(\mu_{l_m} - \mu_{l_n})^2}{2\sigma_{ln}^2}\right]. \quad (4)$$

При этом μ_{l_n} и σ_{l_n} – среднее и дисперсия распределения $U_{\Sigma 1}$ в отсутствии сигнала как суммы коррелированных нормально распределенных величин со средним μ_1 и дисперсией σ_1^2

$$\mu_1 = NM_z, \quad \sigma_1^2 = \sigma_z^2 \left[N + 2N \sum_{k=1}^{N-1} \rho_k - \sum_{k=1}^{N-1} k \rho_k \right],$$

где ρ_k – коэффициент корреляции логарифмированных отсчетов огибающей помех, а $\mu_{l_{cn}}$ и $\sigma_{l_{cn}}$ – определяются из соотношений

$$M\mu_1 = NM[\ln(y_m)], \quad \sigma_1^2 = D[\ln(y_m)] \cdot \left(N + 2N \sum_{k=1}^{N-1} \rho_k - 2 \sum_{k=1}^{N-1} k \cdot \rho_k \right)$$

для минимального отношения q .

Соотношения (3), (4) по сути представляют собой алгоритм анализа ситуации в ячейке разрешения по энергетическому признаку.

Алгоритм анализа по спектральному различительному признаку

В качестве информативного спектрального параметра был проанализирован вид спектра флуктуаций комплексной огибающей принимаемых сигналов [3]. Для РЛС обнаружения и сопровождения в базисе ДПФ спектр флуктуаций огибающей пачки \tilde{G}_i , $i = 1 \dots N$ выражается как

$$\tilde{G}_i = \sum_{m=1}^N y_m \cdot e^{-j(2\pi/N)m_i}$$

Анализ особенностей спектров ДМО и сигналов МЗО, а также экспериментальных результатов их исследований показывает, что информативным является лишь общий тип спектральной картины. Исходя из этого все возможные формы «мгновенных» спектров были разбиты на четыре типа S_j , $j = \overline{1,4}$, имеющих различную степень «правдоподобности» для образцов ДМО и МЗО (рис. 4).

Группа спектральных типов, представленных на рис. 4, имеет замкнутый (полный) характер. Это означает, что любой «мгновенный» спектр по форме обязательно будет соответствовать одному из набора типов. Такая особенность обусловлена характером четвертого спектрального типа, к которому относятся все спектральные картины, не отнесенные к другим спектральным типам.

При разработке алгоритма спектрального анализа на основе подобного подхода решены две задачи – синтезирована процедура автоматического определения (идентификации) спектральных типов и определение правдоподобности каждого спектрального типа с точки зрения ситуаций «ДМО» и «объект».

При решении первой задачи для каждого спектрального вектора \tilde{G}_i , $i = \overline{1, N}$ строится знаковый вектор G_i . Элемент G равен нулю, если модуль соответствующей спектральной компоненты $|\tilde{G}_i|$ меньше половины от модуля максимального из всех компонент спектрального вектора \tilde{G}_i и равен единице в противном случае (рис. 4).

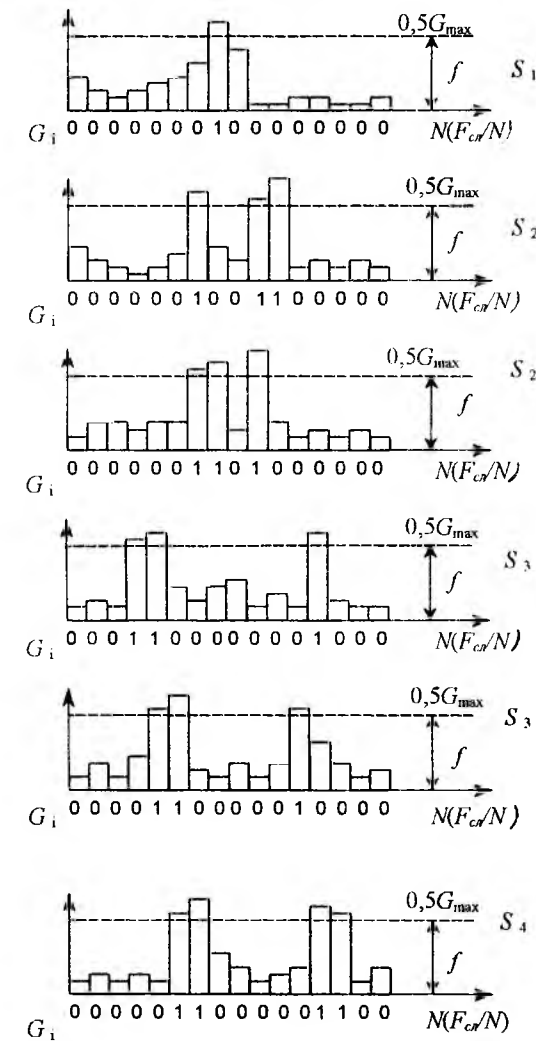


Рис. 4

Каждому спектральному типу S_j соответствует определенный тип комбинации нулей и единиц в знаковом векторе G_i . К примеру, тип S_1 «проявляется»

в знаковом векторе G_i в виде «одиночной» группы единиц среди всех остальных нулей. Тип S_2 «проявляется» в виде «неразрывной» группы смежных единиц, количество которых больше трех. Тип S_3 в виде двух групп сомкнутых единиц и отстоящей от этой группы дополнительной «одиночной» двойки единиц и т.д. В результате для идентификации спектральных типов необходимо отыскать операцию, «чувствительную» к количеству и разрывности нулей и единиц в знаковом векторе G_i .

Такой операцией является преобразование вектора G_i в вектор F_i , элементы которого определяются путем суммирования по модулю два каждого элемента G_i со смежным элементом G_{i+1} . Если рассмотреть величину

$$F = \sum_{i=1}^N [G_i + G_{i+1}] M_2,$$

где индекс M_2 означает суммирование по модулю два, то для одиночной группы сомкнутых единиц в векторе G_i результат такой операции всегда равен двум, независимо от ширины пика, т.е. от количества сомкнутых единиц. Для двух отстоящих друг от друга групп сомкнутых единиц результат такой операции равен – четырем, для трех пиков – шести и т.д. В таблице приведены данные результатов простого суммирования элементов G_i и величины F_i , по комбинации которых любой «мгновенный» спектр G_i однозначно соотносится с одним из типов S_j .

Таблица отражает алгоритм определения спектральных типов. При этом основу вычислительных операций составляют «быстрые» операции суммирования по модулю 2, что позволило реализовать алгоритмы идентификации спектральных типов на порядок быстрее. Следует заметить, что в отличие от обычных знаковых статистик, порог формирования элементов G_i не является фиксированным, а адаптируется в каждой конкретной ситуации по уровню максимума спектрального пика. Такая адаптация позволяет вектору G_i отображать информацию о форме спектра независимо от энергетики пачки и, в конечном счете, стабилизирует вероятность ошибки при определении типа формы спектра.

Представление спектрального параметра S в виде дискретных спектральных типов S_j означает переход в выражении (1) для I_{3y} от плотностей распределения вероятностей к самим вероятностям:

$$I_{3y} = \frac{P_{cn}(S/y)}{P_n(S/y)} = \frac{P(S_j/y \cdot A_1)}{P(S_j/y \cdot A_0)}, j = 1, 4 \quad (5)$$

В результате для определения отношения правдоподобия по типу спектра достаточно определить вероятность реализации спектральных картин при наличии одной помехи и при наличии смеси помехи и сигнала от объекта, соответственно.

Как показывают теоретические и экспериментальные данные [3], спектр сигнала от объектов, как правило, уже спектра ДМО и занимает не более одного-двух каналов ДПФ при относительно больших отношениях сигнал/шум. Однако при малых отношениях сигнал/шум (малозаметный объект) спектр огибающей пачки намного шире и, как правило, состоит из двух пиков отстоящих друг от друга на один-два (L) канала ДПФ, но уже чем общая ширина спектра ДМО. На рис. 5, а, б представлены пачки от ДМО и радиолокационных объектов, соответственно, а на рис. 6, а, б приведены соответствующие спектры их огибающих, которые были получены при работе на РЛС маловысотного поля 10 см диапазона.

Таблица

S	F	Образ	Код	Объект	L
3	4	S ₂	0000001001100000	МЗО	2
			0000011010100000		
3	4	S ₂	0000001101000000	МЗО	1
			0000010111000000		
1	2	S ₁	0000000010000000	МЗО	0
			0000000110000000		
4	4	S ₄	00000110000001100	МО	5
			0000101000010100		
3	4	S ₃	0001100000001000	ДМО	7
			0010100000011000		
3	4	S ₃	0000110000010000	ДМО	5
			0001010000110000		
3	4	S ₃	0000010000110000	ДМО	4
			0000110001010000		
2	2	S ₁	0000000110000000	МЗО	0
			0000001010000000		

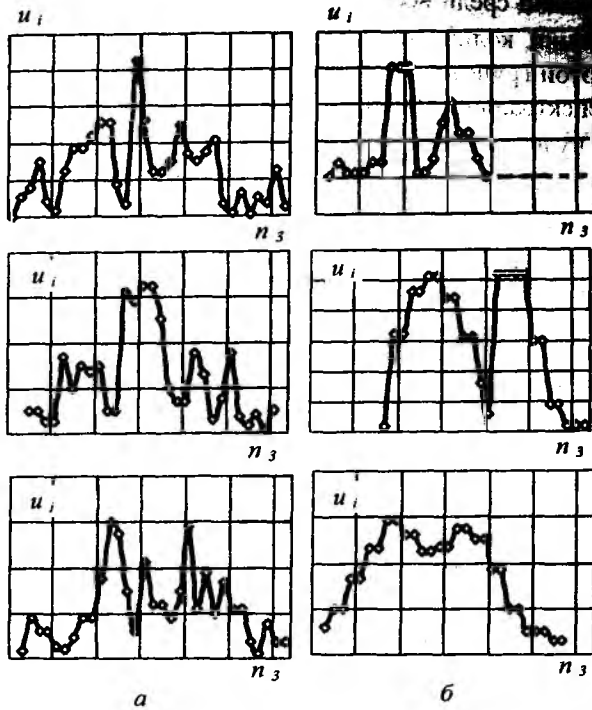


Рис. 5

реализации образа S_1 определяется вероятностью того, что при данном значении параметра $U_{\Sigma 1}$ ширина спектра помех данной пачки Δf_n^* не превысила одного канала ДПФ $- F_{cn} / N$

$$P(S_1 / y A_0) = P[\Delta f_n^* < F_{cn} / N] / y \cdot A_0].$$

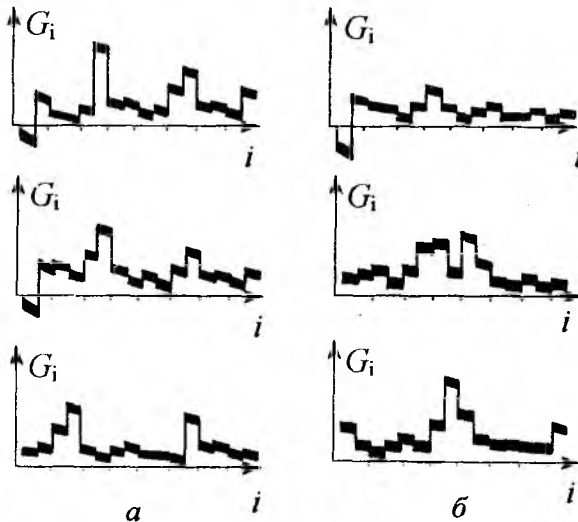


Рис. 6

счет» в четыре раза больше максимального «помехового» отсчета. Ширина спектра помех ограничена двумя каналами ДПФ. Поэтому

$$P(S_2 / y A_1) = P[G_n < 0,25 G_c] / y \cdot A_1;$$

$$P(S_2 / y A_1) = P[R^* \leq R_{22}] \cdot f(y),$$

где R_{22} – величина, аналогичная по смыслу R_{11} .

Вероятности $P[R^* \leq R_{11}]$ и $P[R^* \leq R_{22}]$ можно определить на основе асимптотической статистики выборочного коэффициента корреляции помех следующим образом:

$$P[R^* \leq R_{11}] \approx \Phi\left[\frac{1 - m_R}{\sigma_R}\right] - \Phi\left[\frac{R_{11} - m_R}{\sigma_R}\right];$$

Из анализа рис. 5 и 6 можно сделать вывод, что спектры огибающих пачек ДМО имеют два выраженных пика, отстоящих друг от друга на 4-7 каналов ДПФ. Составляющие спектров огибающих пачек импульсов, отраженных от ДМО располагались по всей исследуемой полосе частот (до 180 Гц). Составляющие спектров огибающих пачек импульсов, отраженных от МЗО различных типов и наблюдаемых под различными ракурсами, располагались по ширине в 40...80 Гц.

Предполагая спектр сигнала от объектов узким, можно заключить, что вероятность реализации спектра в форме образа S_1 при наличии смеси помехи и сигнала сводится к вероятности того, что при данном значении энергетического параметра $U_{\Sigma 1}$ величина сигнального спектрального пика G_c более чем в два раза превышает величину помехового спектрального пика G_n

$$P(S_1 / y A_1) = P[(G_n < 0,5 G_c) / y \cdot A_1].$$

При отсутствии сигнала вероятность

Ширина спектра для огибающей пачки Δf_n^* можно определить через выборочный коэффициент корреляции помех $R^* = \exp(-2\pi\Delta f_n^* / F_{cn})$. Отсюда:

$$P(S_1 / y A_0) = P[R^* \leq R_{11}] f(y),$$

где $R_{11} = \exp(-2\pi / N)$ – нижняя граница значений R^* , при которой ширина спектра огибающей пачки помех объема N менее F_{cn} / N ; $f(y)$ – функция, определяющая экспериментально наблюдаемую зависимость ширины спектра ДМО от их интенсивности.

Образ S_2 формируется аналогично образу S_1 с той лишь разницей, что максимум спектра от объекта попадает посередине частотного интервала между двумя частотными пиками ДМО и, следовательно, максимальный в спектре «сигнальный от-

$$P[R^* \leq R_{22}] \approx \Phi\left[\frac{R_{21} - m_R}{\sigma_R}\right] - \Phi\left[\frac{R_{22} - m_R}{\sigma_R}\right];$$

где $m_R = \overline{R^*} = \exp(-2\pi\Delta f_n/F_{cn})$ – математическое ожидание R^* ; $\sigma_R = (1+R^2)/N$ – дисперсия R^* ; $\Phi(x)$ – функция Лапласа.

Аналогичный анализ условий формирования спектральных типов S_3, S_4 одной помехой, либо смесью помехи и сигнала от объекта приводит к следующим выражениям для отношений правдоподобия $l_{S_j/y}$:

$$\begin{aligned} l_{S_1/y} &= \frac{c_1 + k_1(y/y_1 - 1)}{p[R^* \leq R_{11}]f(y)}; & l_{S_2/y} &= \frac{c_2 + k_2(y/y_1 - 1)}{p[R^* \leq R_{22}]f(y)}; \\ l_{S_3/y} &= \frac{\Delta m}{N}[C_{31} + k_{31}(y/y_1 - 1)] + \frac{N - \Delta m}{N}[C_{32} + k_{32}(y/y_1 - 1)]; \\ l_{S_4/y} &= \frac{\Delta m}{N}[C_{41} + k_{41}(y/y_1 - 1)] + \frac{N - \Delta m}{N}[C_{42} + k_{42}(y/y_1 - 1)], \end{aligned} \quad (6)$$

где $C_1, C_2, C_{31}, C_{32}, C_{41}, C_{42}$ и $k_1, k_2, k_3, k_4, k_{31}, k_{32}, k_{41}, k_{42}$ – величины, имеющие тот же смысл, что и в (3).

Выбор порогов l_{21} и l_{22} для принятия решения на втором этапе анализа определяется статистикой произведения $l_y \cdot l_{S_j/y}$, которая была исследована путем статистического моделирования рассмотренных процедур последовательного анализа энергетического и спектрального признака. Исходный помеховый массив $y_m^k, m = \overline{1, N}, k = \overline{1, j}$ и объем независимых реализаций j для построения выборки произведения $l_y \cdot l_{S_j/y}$ определялся для вероятности ложных тревог на уровне $F = 10^{-4}$ и составлял, соответственно, $j = 10^5$ реализаций. Минимальное соотношение сигнал/помеха, исходя из которого определялись выражения для вычисления $l_y \cdot l_{S_j/y}$, составляло – 10 дБ.

На этой статистической основе моделировалась процедура обработки сигналов, строились гистограммы распределения величин $l_y \cdot l_{S_j/y}$ и откуда определялся порог l_{22} для требуемого уровня ложных тревог F . Порог l_{21} определялся исходя из требования сохранения после второго этапа анализа требуемого уровня обнаружения предельно слабых сигналов, на которые рассчитан обнаружитель ($q = -10$ дБ). При этом наблюдается уровень ложных обнаружений больше заданного и тогда повышение вероятности обнаружений осуществляется за счет анализа третьего различительного признака – позиционно-временного.

Результаты статистического моделирования позволили получить простые линейные зависимости порогов l_{21} и l_{22} от объема пачки N и коэффициента корреляции помех R .

Алгоритмы выделения и сопровождения отметок объектов по позиционно-временному различительному признаку

Основой для информативного позиционно-временного различительного признака является регулярность позиционно – временного поведения отметок объектов и пространственная межобзорная декоррелированность отметок ДМО. Анализ позиционно-временного признака эффективнее производить на основе так называемого метода совмещения кадров (рис. 7). Так как количество кадров обзоров (серии пачек импульсов) при сопровождении N_T в течении которых объект находится в одной ячейке разрешения, может быть разным, то вместо совмещения жестко заданного количества «радио-локационных кадров» (серии импульсов) целесообразнее производить рециркулярное сглаживание кадров [1,3].

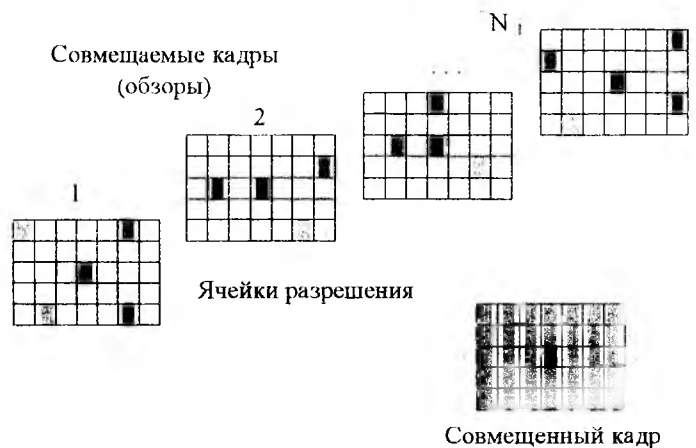


Рис. 7

Такой подход может быть реализован созданием информативных карт, обновляемых в каждом обзоре по методу рециркулятора, глубина «памяти» которого соответствует среднему значению N_T . В циф-

ровую карту логичнее записывать кроме интенсивности радиолокационных сигналов и величины $l_{y0} = l_y \cdot l_{sy}$, что автоматически обеспечивает зависимость результата обработки при анализе позиционно-временного различительного признака от значений параметров s и y . На основе этих соображений значение отношения правдоподобия $l(j)$ на j -м обзоре предложено вычислять:

$$l(j) = k_1 \cdot l_y(j) + k_2 \cdot l(j-1), \quad (7)$$

где $l_y(j)$ – произведение $l_y \cdot l_{sy}$, определяемое для соответствующей ячейки разрешения на j -м обзоре; $k_1 + k_2 = 1$ – весовые коэффициенты, задающие «глубину памяти» (импульсную характеристику) рециркулятора. Согласно соотношению (7) дисперсия помехи на выходе рециркулятора в j -м обзоре можно представить как: $d_j = k_1 \cdot d_y + k_2 \cdot d_{j-1}$, где d_j – текущее значение дисперсии помехи на j -м обзоре (при этом предполагается, что дисперсия помехи на выходе рециркулятора от обзора к обзору не изменяется). Если принять в установившемся режиме, что дисперсия помехи на выходе также стабилизируется, т.е. $d_j = d_{j-1}$, тогда получаем $d_j = k_1^2 \cdot d_y / (1 - k_2^2)$.

Мощность полезного сигнала на выходе рециркулятора будет зависеть от того, сколько обзоров (серии импульсов) N_T сигнал наблюдается в одной ячейке разрешения. Например, если полезный сигнал от цели $u(j)$ в одной ячейке наблюдается 4 обзора (серии импульсов), то мощность сигнала на выходе рециркулятора в четвертой серии импульсов будет определяться следующим выражением:

$$u_{(4)}^2 = k_1^2 (1 + k_2^2 + k_2^4 + k_2^6) \cdot u_0^2.$$

В итоге для соотношения сигнал/шум $q_{\text{вых}}$ на выходе рециркулятора в четвертой серии импульсов получаем

$$q_{\text{вых}} = (1 + k_2^2 + k_2^4 + k_2^6) \cdot (1 - k_2^2) \cdot q_{\text{ex}}, \quad (8)$$

где $q_{\text{ex}} = U_0^2/d_y$ – соотношение сигнал/помеха на входе рециркулятора. Отыскивая максимум $q_{\text{вых}}$, а так же учитывая требования нормировки весовых коэффициентов $k_1 + k_2 = 1$, обеспечивающей устойчивость работы рециркулятора, получаем оптимальные значения весовых коэффициентов $k_1 = 0,254$, $k_2 = 0,736$ рециркулятора максимизирующего $q_{\text{вых}}$ для тех случаев, когда цель входной ячейки разрешения наблюдается только при $N_m = 4$ серии импульсов. Оптимизация весовых коэффициентов для $N_m = 6$, $N_m = 8$ и $N_m = 10$ дает, соответственно, $k_1 = 0,78$; $k_1 = 0,81$; $k_1 = 0,84$.

На рис. 8 приведены результаты расчета отношения $q_{\text{вых}}/q_{\text{ex}}$ на выходе рециркулятора (кривая 1), оптимизированного на наблюдение сигнала от объекта в четырех обзорах (серии импульсов), и аналогичного выигрыша при простом нерекурсивном суммировании (наложении) сигналов (кривая 2). Из анализа следует, что рециркулятор при $N_m = 4$ проигрывает нерекурсивному фильтру по $q_{\text{вых}}/q_{\text{ex}}$ примерно на 0,8 дБ, но выигрывает во всех остальных случаях, т.е. когда объект наблюдается больше или меньше ожидаемого количества обзоров (серии импульсов при сопровождении) N_T , что подтверждает большую «гибкость» рециркулятора.



Рис. 8

Таким образом, разработанная процедура на основе последовательного анализа энергетического, спектрального и позиционно-временного различительных признаков позволяет значительно повысить эффективность обнаружения и сопровождения малозаметных объектов на фоне дискретных мешающих отражений от неоднородностей атмосферы и приземной среды радиолокационными средствами средней и малой дальности.

Список литературы: 1. Жирнов В.В., Литвинов В.В., Филошкин И.П. Особенности обработки и обнаружения радиолокационных сигналов целей на фоне дискретных мешающих отражений типа «ангел-эхо» // Судостроительная промышленность, сер. РЛ. Вып. 29. К. 1991. С. 83 – 88. 2. Жирнов В.В., Литвинов В.В., Филошкин И.П. Адаптивная схема стабилизации уровней фона при использовании методов картинной обработки в обзорных РЛС // Судостроительная промышленность, сер. РЛ. Вып. 29. К. 1991. С. 78–83. 3. Дохов А.И., Жирнов В.В., Матюшенко С.Н., Сахновская Л.З. Возможные причины и источники радиолокационных мешающих отражений типа «ангел-эхо» // Радиотехника. Всеукр. межвед. науч.-техн. сборник. Вып. 104. Харьков. 1997. С. 102-111. 4. Дохов А.И., Жирнов В.В., Матюшенко С.Н., Сахновская Л.З. Принципы защиты радиопеленгаторов условиях воздействия мешающих отражений типа «ангел – эхо» // Радиотехника. Всеукр. межвед. науч.-техн. сборник. Вып. 104. Харьков. 1997. С. 112 – 119.

жений типа «ангел-эхо» // Судостроительная промышленность, сер. РЛ. Вып. 29. К. 1991. С. 83 – 88. 2. Жирнов В.В., Литвинов В.В., Филошкин И.П. Адаптивная схема стабилизации уровней фона при использовании методов картинной обработки в обзорных РЛС // Судостроительная промышленность, сер. РЛ. Вып. 29. К. 1991. С. 78–83. 3. Дохов А.И., Жирнов В.В., Матюшенко С.Н., Сахновская Л.З. Возможные причины и источники радиолокационных мешающих отражений типа «ангел-эхо» // Радиотехника. Всеукр. межвед. науч.-техн. сборник. Вып. 104. Харьков. 1997. С. 102-111. 4. Дохов А.И., Жирнов В.В., Матюшенко С.Н., Сахновская Л.З. Принципы защиты радиопеленгаторов условиях воздействия мешающих отражений типа «ангел – эхо» // Радиотехника. Всеукр. межвед. науч.-техн. сборник. Вып. 104. Харьков. 1997. С. 112 – 119.

Харьковский государственный технический университет радиозлектроники

Поступила в редколлегию 6.12.99