

Модель функционирования двухдиапазонного радиолокационного комплекса, осуществляющего классификацию целей в условиях воздействия помех и шумов

В.В. Макаренков^{1*} 

¹Военно-космическая академия имени А.Ф. Можайского, Санкт-Петербург, 197198, Российская Федерация

*Адрес для переписки: makar8722@mail.ru

Информация о статье

Поступила в редакцию 22.04.2020

Принята к публикации 26.10.2020

Ссылка для цитирования: Макаренков В.В. Модель функционирования двухдиапазонного радиолокационного комплекса, осуществляющего классификацию целей в условиях воздействия помех и шумов // Труды учебных заведений связи. 2020. Т. 6. № 4. С. 112–119. DOI:10.31854/1813-324X-2020-6-4-112-119

Аннотация: Рассматривается модель сигнала, принимаемого от сложной цели, образованной совокупностью быстро флуктуирующих точечных отражателей. Прием сигнала осуществляется на фоне узкополосных активных шумовых помех и белого гауссовского шума. Предлагается модель функционирования двухдиапазонного радиолокационного комплекса, в которой решается задача классификации быстро флуктуирующих точечных отражателей в составе сложной цели на фоне помех и шумов. Исследуется вопрос оценки качества работы данной модели, а также выполнения требований по обеспечению заданного значения вероятности правильной классификации целей.

Ключевые слова: двухдиапазонный радиолокационный комплекс, сложная цель, узкополосная активная шумовая помеха, задача классификации целей, оценка вероятности правильной классификации целей.

Введение

Существует множество подходов к синтезу систем обработки радиолокационной информации, различающихся как конечными целями (обнаружение, сопровождение целей и т. д.), так и физической интерпретацией процесса обработки и применяемым математическим аппаратом [1]. Для рассматриваемых многоканальных радиолокационных станций (РЛС) наиболее важны разрешение сигналов по соответствующим параметрам дальности, частоте, угловым координатам и классификация целей, как установление их принадлежности к определенным типам.

По мере совершенствования современной техники и расширения ее функциональных возможностей потребность в решении задач классификации целей постоянно возрастает [2, 3]. В настоящее время одним из подходов к повышению информативности РЛС является использование многочастотных систем, в которых происходит одновременное излучение сигналов на нескольких частотах [4, 5]. При этом многочастотные системы можно рассматривать как результат объединения нескольких уз-

кополосных РЛС, формирующих ортогональные сигналы, помехи и шумы [6, 7].

Одним из примеров многочастотных РЛС является двухдиапазонный радиолокационный комплекс (ДРЛК), представляющий собой результат объединения двух бистатических систем, одна из которых работает в дециметровом, а другая – в метровом диапазоне электромагнитных волн. В ДРЛК имеется возможность применения всех методов обработки информации, которые используются в теории многочастотной радиолокации при сравнительно недорогой стоимости изготовления таких комплексов. При этом все результаты, полученные в ДРЛК при создании необходимой теоретической и практической базы, могут быть обобщены и на многодиапазонный случай [8].

Постановка и решение задачи классификации целей на фоне шумов в однодиапазонных РЛС подробно рассмотрена в [1]. Цель работы заключается в создании модели функционирования радиолокационной системы, осуществляющей классификацию целей на фоне помех и шумов применительно к ДРЛК с фазированной антенной решеткой (ФАР).

Математическая модель сигнала, принимаемого от сложной цели, на фоне узко-широкополосных активных шумовых помех и белого гауссовского шума в ДРЛК с ФАР

Целями для ДРЛК являются быстро флуктуирующие точечные отражатели. Совокупность таких точечных отражателей образует сложную цель. В процессе радиолокационного наблюдения сложной цели принимаемый сигнал является результатом интерференции нескольких сигналов, отраженных от отдельных быстро флуктуирующих точечных отражателей.

Предполагается, что амплитуда принимаемого сигнала является случайной величиной (СВ) или случайным процессом (СП), подчиняющимся закону распределения Рэлея, а фаза – равномерно распределенной СВ. Совместное распределение амплитуды и фазы подчиняется гауссовскому закону распределения вероятностей [5, 7]. Считается, что прием сигнала осуществляется на фоне активных шумовых помех (АШП), работающих в режиме переменного излучения узкополосной и широкополосной по частоте помехи. На входы ФАР сигнал и помехи поступают вместе с белым гауссовским шумом (БГШ).

Будем считать, что ФАР состоит из подрешеток, каждая из которых предназначена для излучения и приема сигналов на частоте f_l , $l = \overline{1, 2}$. Число элементов на каждой из частот f_l определяется величиной N_l . Для прямоугольной решетки $N_l = N_{l\alpha} \times N_{l\beta}$. Общее число элементов решетки будет составлять $N = \sum_{l=1}^2 N_l$ элементов.

Случайный процесс, принимаемый ДРЛК с ФАР, можно записать в виде блочного $1 \times N$ вектора $\tilde{\xi}^T = (\tilde{\xi}_1^T, \tilde{\xi}_2^T)$, состоящего из суммы векторов сигнала $\tilde{s}^T = (\tilde{s}_1^T, \tilde{s}_2^T)$, помех $\tilde{n}^T = (\tilde{n}_1^T, \tilde{n}_2^T)$ и БГШ $\tilde{w}^T = (\tilde{w}_1^T, \tilde{w}_2^T)$, где T – операция транспонирования. Таким образом, $\tilde{\xi} = \tilde{s} + \tilde{n} + \tilde{w} = \tilde{s} + \tilde{\eta}$.

Сигнал в виде пачек, содержащих по r импульсов на каждой из частот f_l , отраженных от сложной цели, образованной совокупностью k быстро флуктуирующих точечных отражателей, определяется следующим выражением:

$$\begin{aligned} \tilde{s}_l(t, \vec{\gamma}_l) &= \sum_{i=1}^k \tilde{s}_{li}(t, \vec{\gamma}_{li}) = \\ &= \sum_{i=1}^k \vec{d}_{li}(t, \vec{\gamma}_{li}) \cdot z_{li}(t) = \mathbf{d}_l(t, \vec{\gamma}_l) \cdot \vec{z}_l(t), \end{aligned} \quad (1)$$

где $\vec{\gamma}_l^T = (\vec{\gamma}_{l1}^T, \vec{\gamma}_{l2}^T, \dots, \vec{\gamma}_{lk}^T)$ – блочный вектор параметров сложной цели, i -ая компонента которого равна $\vec{\gamma}_{li} = (\tau_{3li}, \omega_{dli}, \alpha_{li}, \beta_{li})$; τ_{3li} – время задержки i -го точечного отражателя относительно зондирующего импульса; ω_{dli} – доплеровский сдвиг частоты i -го точечного отражателя; α_{li} – значение азимута i -го точечного отражателя; β_{li} – значение угла места i -го точечного отражателя; $\vec{z}_l(t) =$

$= (z_{l1}(t), z_{l2}(t), \dots, z_{lk}(t))$ – вектор размера $k \times 1$; $z_{li}(t)$ – комплексная гауссовская СВ, характеризующая закон флуктуаций i -го точечного отражателя; $\vec{d}_l^T(t, \vec{\gamma}_l) = (\vec{d}_{l1}^T(t, \vec{\gamma}_{l1}), \vec{d}_{l2}^T(t, \vec{\gamma}_{l2}), \dots, \vec{d}_{lk}^T(t, \vec{\gamma}_{lk}))$ – матрица размера $k \times N_l$; $\vec{d}_{li}^T(t, \vec{\gamma}_{li})$ – неслучайный вектор-столбец принимаемого сигнала от i -го точечного отражателя размера $1 \times N_l$.

Предполагается, что $M[z_{li}(t)] = 0$, $M[z_{li}(t_1) \times z_{li}^*(t_2)] = K_{z_{li}}(t_1, t_2)$, где $M[\cdot]$ – вычисление математического ожидания от выражения, стоящего в квадратных скобках; $*$ – эрмитова сопряженность вектора или матрицы (транспонирование и комплексная сопряженность элементов); $K_{z_{li}}(t_1, t_2)$ – комплексная ковариационная функция СП i -го точечного отражателя двух скалярных переменных $t_1, t_2 \in t$.

Величина $\vec{d}_{li}(t, \vec{\gamma}_{li})$ определяется формулой (2):

$$\begin{aligned} \vec{d}_{li}(t, \vec{\gamma}_{li}) &= \sqrt{B_l} \cdot [\vec{g}_l(\alpha_{li}(t)) \otimes \vec{g}_l(\beta_{li}(t))] \times \\ &\times \vec{u}_{sli}^T(t) \cdot \vec{1}_r \cdot \exp\{j\omega_{dli}(t - \tau_{3li})\}, \end{aligned} \quad (2)$$

где B_l – энергия импульса на частоте f_l ; $\vec{g}_l(\alpha_{li}(t))$ – вектор волнового фронта электромагнитной волны, принимаемой от i -го точечного отражателя в азимутальной плоскости размера $N_{l\alpha} \times 1$; $\vec{g}_l(\beta_{li}(t))$ – вектор волнового фронта электромагнитной волны, принимаемой от i -го точечного отражателя в угломестной плоскости размера $N_{l\beta} \times 1$; $\otimes$ – прямое произведение векторов; $\vec{u}_{sli}(t - T_{nj})$, $j = \overline{1, r}$ – комплексная огибающая j -го импульса в пачке, состоящей из r импульсов; $\vec{u}_{sli}^T(t) = (\vec{u}_{sli1}^T(t - T_{n1} - \tau_{3li}), \vec{u}_{sli2}^T(t - T_{n2} - \tau_{3li}), \dots, \vec{u}_{sli r}^T(t - T_{nr} - \tau_{3li}))$ – вектор размера $1 \times r$; T_{nj} – период повторения импульсов в пачке; $\vec{1}_r^T = (1, 1, \dots, 1)$ – единичный вектор размера $1 \times r$.

Поскольку предполагается, что $\forall M[z_{li}(t)] = 0$, в случае гауссовского распределения СВ основной числовой характеристикой сигнала $\tilde{s}_l(t, \vec{\gamma}_l)$ является его ковариационная матрица:

$$\begin{aligned} \mathbf{K}_{s_l}(t_1, t_2) &= M[\tilde{s}_l(t_1, \vec{\gamma}_l) \cdot \tilde{s}_l^*(t_2, \vec{\gamma}_l)] = \\ &= \mathbf{d}_l(t_1, \vec{\gamma}_l) \cdot M[\vec{z}_l(t_1) \cdot \vec{z}_l^*(t_2)] \cdot \mathbf{d}_l^T(t_2, \vec{\gamma}_l) = \\ &= \mathbf{d}_l(t_1, \vec{\gamma}_l) \cdot \mathbf{K}_{z_l}(t_1, t_2) \cdot \mathbf{d}_l^T(t_2, \vec{\gamma}_l). \end{aligned} \quad (3)$$

Случайный процесс $\vec{\eta}_l(t)$, создаваемый узко-широкополосными АШП и шумами на каждой из частот f_l , определяется следующим выражением:

$$\begin{aligned} \vec{\eta}_l(t) &= \sum_{i=1}^{x_l} \vec{f}(\theta_i(t), \phi_i(t)) \cdot e_{li}(t) + \vec{w}_l(t) = \\ &= \mathbf{F}_l(t) \cdot \vec{e}_l(t) + \vec{w}_l(t), \end{aligned} \quad (4)$$

где x_l – число источников узко-широкополосных АШП; $\mathbf{F}_l(t) = (\vec{f}_{l1}^T(t), \vec{f}_{l2}^T(t), \dots, \vec{f}_{lx_l}^T(t))$ – матрица коэффициентов направленного действия (КНД) антенны в направлении прихода сигналов от узко-широкополосных АШП размера $x_l \times N_l$; $\vec{f}_{li}^T(t) =$

$= \vec{f}_{li}^T(\theta_i(t), \phi_i(t))$ – вектор-столбец КНД антенны в направлении i -го источника размера $1 \times N_l$; $\vec{e}_l(t) = (e_{l1}(t), e_{l2}(t), \dots, e_{lx_l}(t))$ – вектор напряженности поля источников узко-широкополосных АШП размера $x_l \times 1$; $e_{li}(t)$ – напряженность поля i -го источника.

Величина $e_{li}(t)$ определяется формулой (5):

$$e_{li}(t) = e_{zli}(t) \cdot s_{\text{пн}}(t) + (e_{\text{пл}i}(t) \cdot (\chi - s_{\text{пн}}(t))), \quad (5)$$

где $e_{zli}(t)$ – напряженность поля i -го источника широкополосной АШП; $e_{\text{пл}i}(t)$ – напряженность поля i -го источника узкополосной АШП; $s_{\text{пн}}(t)$ – последовательность прямоугольных радиоимпульсов с амплитудой равной χ и длительностью $\tau_{\text{пн}}$, удовлетворяющая следующим условиям:

$$s_{\text{пн}}(t) = s_{\text{пн}}(t + T_{\text{пн}}), \\ s_{\text{пн}}(t) = \begin{cases} \chi & \text{при } 0 + \varepsilon \cdot T_{\text{пн}} \leq t \leq \tau_{\text{пн}} + \varepsilon \cdot T_{\text{пн}} \\ 0 & \text{при } 0 + \varepsilon \cdot T_{\text{пн}} > t > \tau_{\text{пн}} + \varepsilon \cdot T_{\text{пн}} \end{cases},$$

$\varepsilon = 0, 1, 2, \dots$ – целые числа; $T_{\text{пн}}$ – период последовательности прямоугольных радиоимпульсов.

В качестве модели шума $\vec{w}_l(t)$ используется модель БГШ с ковариационной матрицей:

$$\mathbf{K}_{w_l}(t_1, t_2) = \Xi_{w_l} \cdot \delta(t_1, t_2), \quad (6)$$

где $\delta(t_1, t_2)$ – дельта-функция Дирака; $\Xi_{w_l} = \mathbf{I} \cdot 0,5 \cdot \Xi_{l0}$ – диагональная матрица размера $N_l \times N_l$; $\mathbf{I}$ – единичная матрица размера $N_l \times N_l$; $0,5 \cdot \Xi_{l0}$ – спектральная плотность мощности шума.

Ковариационная матрица помех и шумов $\mathbf{K}_{\eta_l}(t_1, t_2)$ определяется следующим выражением:

$$\mathbf{K}_{\eta_l}(t_1, t_2) = \mathbf{F}_l(t_1) \mathbf{M}[\vec{e}_l(t_1) \vec{e}_l^T(t_2)] \mathbf{F}_l^T(t_2) + \\ + \mathbf{K}_{w_l}(t_1, t_2) = \mathbf{F}_l(t_1) \mathbf{K}_{e_l}(t_1, t_2) \mathbf{F}_l^T(t_2) + \mathbf{K}_{w_l}(t_1, t_2), \quad (7)$$

где $\mathbf{K}_{e_l}(t_1, t_2) = \text{diag}(\sigma_{eli}^2(t_1, t_2))_{i=1}^{x_l}$ – диагональная матрица размера $x_l \times x_l$; $\sigma_{eli}^2(t_1, t_2) = \mathbf{M}[e_{li}(t_1) e_{li}^T(t_2)]$.

Ковариационная матрица случайного процесса $\vec{\xi}_l$ имеет вид:

$$\mathbf{K}_{\xi_l}(t_1, t_2) = \mathbf{K}_{s_l}(t_1, t_2) + \mathbf{K}_{\eta_l}(t_1, t_2). \quad (8)$$

Модель функционирования ДРЛК, осуществляющего классификацию быстро флуктуирующих точечных отражателей в составе сложной цели в условиях воздействия узко-широкополосных АШП и БГШ

Поскольку обработка радиолокационной информации в ДРЛК выполняется в цифровой форме, рассмотрим подход к классификации целей, основанный на представлении сигналов, помех и шумов в ортонормированном базисе. С этой целью разложим в ряд Фурье по системе тригонометрических функций $\Phi_{ln}(t)$ сигнал $\vec{s}_{li}(t, \vec{\gamma}_{li})$, принимаемый от i -го быстро флуктуирующего точечного отражателя в составе сложной цели. Предполагается, что сигнал $\vec{s}_{li}(t, \vec{\gamma}_{li})$ имеет конечную протя-

женность во времени и конечную эффективную полосу частот спектра Ω . Исходя из этого, значения вектора коэффициентов ряда Фурье $s_{lin}(\vec{\gamma}_{li})$ будут приближенно равны нулю вне этого интервала Ω . Это позволяет ограничить число слагаемых ряда конечным числом $p + 1$:

$$\vec{s}_{li}(t, \vec{\gamma}_{li}) \approx \sum_{n=-p/2}^{p/2} s_{lin}(\vec{\gamma}_{li}) \cdot \Phi_{ln}(t). \quad (9)$$

Значения $s_{lin}(\vec{\gamma}_{li})$ определяются выражением:

$$s_{lin}(\vec{\gamma}_{li}) = \int_{T_1}^{T_2} \vec{s}_{li}(t, \vec{\gamma}_{li}) \cdot \Phi_{ln}^*(t) dt, \quad (10)$$

где $[T_1, T_2] \in t$ – интервал времени, на котором производится решение задачи классификации целей.

В виде аналогичного ряда выразим $\vec{\xi}_{li}(t, \vec{\gamma}_{li})$ и $\vec{d}_{li}(t, \vec{\gamma}_{li})$:

$$\vec{\xi}_{li}(t, \vec{\gamma}_{li}) \approx \sum_{n=-p/2}^{p/2} \xi_{lin}(\vec{\gamma}_{li}) \cdot \Phi_{ln}(t), \quad (11)$$

$$\vec{d}_{li}(t, \vec{\gamma}_{li}) \approx \sum_{n=-p/2}^{p/2} d_{lin}(\vec{\gamma}_{li}) \cdot \Phi_{ln}(t). \quad (12)$$

Задачу классификации быстро флуктуирующих точечных отражателей в составе сложной цели в условиях воздействия узко-широкополосных АШП и БГШ представим, как двухэтапную процедуру обработки радиолокационной информации. На первом этапе необходимо в каждом диапазоне длин волн решить задачу полного разрешения сложной цели, включающую в себя ее обнаружение, оценку числа точечных отражателей k , из которых она состоит (подзадача обнаружения-разрешения), оценку параметров z_{li} , τ_{zli} , ω_{dli} , α_{li} , β_{li} сигналов, принимаемых от k отражателей (подзадача разрешения-оценивания). Второй этап состоит в комплексировании информации полученной от двух диапазонов, а затем в принятии решения о принадлежности точечных отражателей к определенным типам целей.

Для решения поставленных задач необходимо разбить зону обзора в каждом диапазоне длин волн на $h_l, l = \overline{1, 2}$ областей. Предполагается, что параметры k точечных отражателей в составе сложной цели могут принимать только дискретные значения из области их определения.

Рассмотрим задачу полного разрешения быстро флуктуирующих точечных отражателей в составе сложной цели, когда имеется априорная информация об их числе k . Для оптимизации системы полного разрешения сложной цели применим критерий минимума среднего риска, а также зададимся условным математическим ожиданием функции потерь в следующем виде [1, 5]:

$$\mathbf{M}\{\Pi[\hat{\mathbf{z}}_l, \hat{\mathbf{y}}_l, \hat{\mathbf{z}}_l, \hat{\mathbf{y}}_l / \vec{\xi}_l]\} = \mathbf{M}[\vec{s}_l(\vec{\gamma}_l) \cdot \vec{s}_l^*(\vec{\gamma}_l) / \vec{\xi}_l] - \\ - |\hat{\mathbf{z}}_l|^2 \cdot \mathbf{d}_l^T(\hat{\mathbf{y}}_l) \cdot \mathbf{d}_l(\hat{\mathbf{y}}_l), \quad (13)$$

где $\hat{\gamma}_l^T = (\hat{\gamma}_{l1}^T, \hat{\gamma}_{l2}^T, \dots, \hat{\gamma}_{lk}^T)$ – вектор оцениваемых параметров; $\mathbf{d}_l^T(\hat{\gamma}_l) = (\mathbf{d}_{l1}^T(\hat{\gamma}_{l1}), \mathbf{d}_{l2}^T(\hat{\gamma}_{l2}), \dots, \mathbf{d}_{lk}^T(\hat{\gamma}_{lk}))$ – матрица размера $k \times N_l(p+1)$; $\mathbf{d}_{li}^T(\hat{\gamma}_{li}) = (\mathbf{d}_{li(-p/2)}^T, \mathbf{d}_{li(-p/2+1)}^T, \dots, \mathbf{d}_{li(p/2)}^T)$ – блочный вектор-столбец размера $1 \times N_l(p+1)$; $\hat{\mathbf{z}}_l$ – оценка вектора $\mathbf{z}_l$, определяемая формулой (14):

$$\hat{\mathbf{z}}_l = (\mathbf{d}_l^T(\hat{\gamma}_l) \cdot \mathbf{d}_l(\hat{\gamma}_l))^{-1} \cdot \mathbf{d}_l^T(\hat{\gamma}_l) \cdot \hat{\mathbf{s}}_l(\hat{\gamma}_l), \quad (14)$$

$\hat{\mathbf{s}}_l(\hat{\gamma}_l)$ – вектор линейной оценки суммарного сигнала $\hat{\mathbf{s}}_l(\hat{\gamma}_l)$ размера $N_l(p+1) \times k$ по критерию минимума среднего квадрата ошибки.

Импульсная характеристика линейного фильтра $\mathbf{H}_{sl}$, осуществляющего оценку сигнала $\hat{\mathbf{s}}_l(\hat{\gamma}_l)$ по критерию минимума среднего квадрата ошибки, имеет вид:

$$\mathbf{H}_{sl} = \mathbf{K}_{sl} \cdot \mathbf{K}_{sl}^{-1}, \quad (15)$$

где $\mathbf{K}_{sl}^{-1}$ – обратная ковариационная матрица случайного процесса $\tilde{\xi}_l$.

Минимум среднего риска в системе полного разрешения сложной цели будет достигаться тогда, когда второе слагаемое в выражении (13), обозначенное как $\mathbf{J}_{\hat{\gamma}_l}$, будет достигать максимума:

$$\mathbf{J}_{\hat{\gamma}_l} = |\hat{\mathbf{z}}_l|^2 \cdot \mathbf{d}_l^T(\hat{\gamma}_l) \cdot \mathbf{d}_l(\hat{\gamma}_l). \quad (16)$$

Рассмотрим реализацию представленной оптимальной обработки суммарного сигнала $\hat{\mathbf{s}}_l(t, \hat{\gamma}_l)$ в варианте многоканальной системы, где каждый канал настроен на фиксированные значения параметров быстро флуктуирующего точечного отражателя в составе сложной цели. В этом случае выражение для достаточной статистики L_{sli} , позволяющей осуществить оценку сигнала $\hat{\mathbf{s}}_{li}(\hat{\gamma}_{li})$ по критерию минимума среднего квадрата ошибки в i -ом приемном канале ДРЛК, определяется формулой:

$$L_{sli} = 2 \cdot \tilde{\xi}_{li}^*(\hat{\gamma}_{li}) \cdot \hat{\mathbf{s}}_{li}(\hat{\gamma}_{li}) - \hat{\mathbf{s}}_{li}^*(\hat{\gamma}_{li}) \cdot \hat{\mathbf{s}}_{li}(\hat{\gamma}_{li}), i = \overline{1, h_l}, \quad (17)$$

где h_l – количество приемных каналов в соответствующем диапазоне длин волн.

Выражение для достаточной статистики $L_{\gamma_{li}}$, определяющей оценку параметров точечных отражателей в составе сложной цели $\tau_{3li}, \omega_{dli}, \alpha_{li}, \beta_{li}$ в i -ом приемном канале ДРЛК, имеет вид [9, 10]:

$$L_{\gamma_{li}} = \tilde{\xi}_{li}^*(\hat{\gamma}_{li}) \cdot \mathbf{H}_{\eta l} \cdot \mathbf{d}_{li}(\hat{\gamma}_{li}) \cdot \hat{\mathbf{z}}_{li}, \quad (18)$$

где $\mathbf{H}_{\eta l} = \mathbf{K}_{\eta l}^{-1}$ – импульсная характеристика фильтра, осуществляющего оценку помех и шумов и их вычитание из случайного вектора $\tilde{\xi}_{li}^*(\hat{\gamma}_{li})$; $\mathbf{K}_{\eta l}^{-1}$ – обратная ковариационная матрица случайного процесса $\tilde{\eta}_l(t)$.

Вариант построения схемы полного разрешения, выполняющей обработку в соответствии с (14–18) в i -ом приемном канале ДРЛК, приведен на рисунке 1.

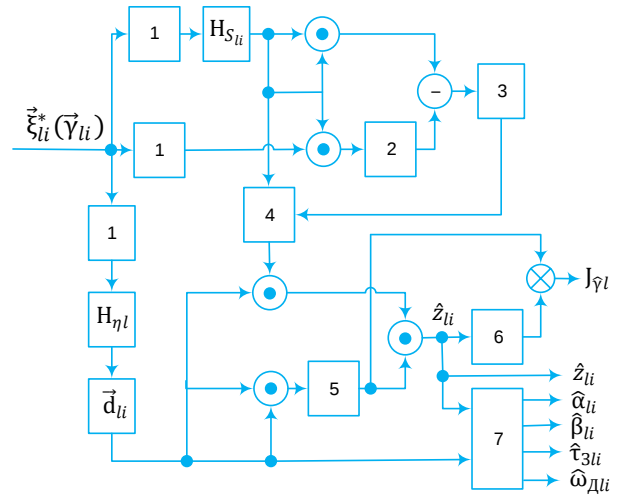


Рис. 1. Схема полного разрешения сигналов, принимаемых от сложной цели (в виде совокупности k быстро флуктуирующих точечных отражателей в i -ом приемном канале ДРЛК)

Fig. 1. The Scheme of Full Resolution of Signals Received from a Complex Target (in the form of a set of k Rapidly Fluctuating Point Reflectors in the i -th Receiving Channel of the DBRS)

Цифрами на схеме обозначены: 1 – устройство, выполняющее фильтрацию с помощью набора фильтров $\Phi_{ln}(t)$ (рисунок 2); 2 – умножитель на 2; 3 – пороговое устройство; 4 – ключ, управляемый сигналами порогового устройства; 5 – устройство обращения матрицы; 6 – схема возведения в квадрат; 7 – устройство формирующее оценки $\hat{\tau}_{3li}, \hat{\omega}_{dli}, \hat{\alpha}_{li}, \hat{\beta}_{li}$, в соответствии с оценками максимума функции $\mathbf{J}_{\hat{\gamma}_l}$. Переход от N_l приемных каналов к одному осуществляется с помощью умножения выходных значений фильтра $\mathbf{H}_{\eta l}$ на вектор $\mathbf{d}_{li}(\hat{\gamma}_{li})$.

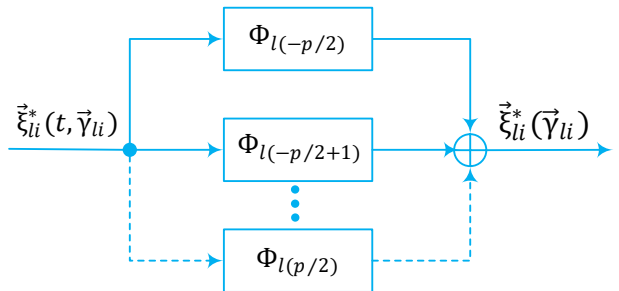


Рис. 2. Устройство выполняющее фильтрацию $\tilde{\xi}_{li}^*(\hat{\gamma}_{li})$ с помощью набора фильтров $\Phi_{ln}(t)$

Fig. 2. The Device That Filters $\tilde{\xi}_{li}^*(\hat{\gamma}_{li})$ Using a Set of Filters $\Phi_{ln}(t)$

Сущность комплексирования состоит в том, чтобы использовать информацию об одних и тех же параметрах, полученных от различных измерителей (в дециметровом и метровом диапазоне длин волн), для повышения точности оценки параметров целей. Рассмотрим схему, осуществляющую компенсацию ошибок оценок параметров целей в ДРЛК за счет их взаимной компенсации и фильтрации (рисунок 3).

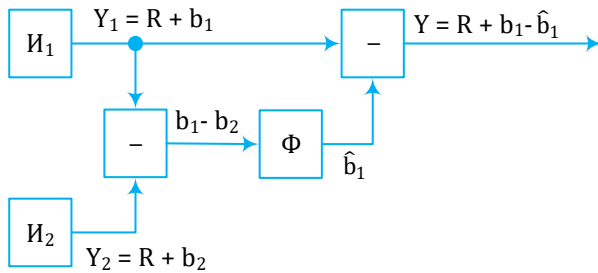


Рис. 3. Схема компенсации ошибок оценок параметров целей в ДРЛК

Fig. 3. The Compensation Scheme for Parameter Estimates Errors Targets in DBRS

При выполнении задачи полного разрешения сложной цели в ДРЛК, измеритель I_1 в метровом, а измеритель I_2 в дециметровом диапазоне длин волн осуществляют оценку одного и того же параметра R i -го точечного отражателя в составе сложной цели с ошибками b_1 и b_2 , соответственно. Точность оценки параметра i -го точечного отражателя измерителя I_2 выше точности оценки измерителя I_1 . На выходе измерителей сигналы представляют в виде:

$$Y_1 = R + b_1, \quad Y_2 = R + b_2, \quad (19)$$

где $R = [R_0, R_1, \dots, R_{M-1}]$ – M -точечная последовательность оцениваемого параметра R ; $b_i = [b_{i0}, b_{i1}, \dots, b_{i(M-1)}]$ – M -точечная последовательность ошибки b_i , $i = \overline{1, 2}$.

После первого вычитающего устройства стоит фильтр Φ , который, используя априорную информацию о статистических характеристиках ошибок b_1 и b_2 , формирует оценку первой из них $\hat{b}_1$. Во втором вычитающем устройстве происходит компенсация ошибок, в результате чего окончательная погрешность $b = b_1 - \hat{b}_1$ оказывается меньше исходной погрешности b_1 измерителя I_1 [8, 11].

Дисперсия результирующей ошибки σ_{bn}^2 n -го компонента M -точечной последовательности $b = [b_0, b_1, \dots, b_{(M-1)}]$ определяется следующим выражением:

$$\sigma_{bn}^2 = \frac{1}{M} \sum_{k=0}^{M-1} B_{1k} \cdot |1 - K(\exp(jw))|^2 \cdot W^{-kn} + \frac{1}{M} \sum_{k=0}^{M-1} B_{2k} \cdot |K(\exp(jw))|^2 \cdot W^{-kn}, \quad (20)$$

где $B_{ik} = \sum_{n=0}^{M-1} b_{in} \cdot W^{-kn}$ – спектры ошибок b_{in} ; $K(\exp(jw))$ – частотная характеристика фильтра, осуществляющего оценку ошибок первого измерителя; $W = \exp(-j2\pi/M)$.

Классификация целей вне атмосферы в ДРЛК происходит в плоскости радиус перигея-большая полуось $(r_n - A)$. Для нахождения значений r_{n1}, A_i i -го точечного отражателя используют данные вектора $\hat{y}_{li}^T = (\hat{\tau}_{3li}, \hat{\omega}_{dli}, \hat{\alpha}_{li}, \hat{\beta}_{li})$. Формулы расчета r_{n1}, A_i подробно рассмотрены в [12]. Основным параметром разделения типов целей, таких как бал-

листическая цель (БЦ) и космический объект (КО), является заданное значение радиуса перигея r_{n1} (рисунк 4).

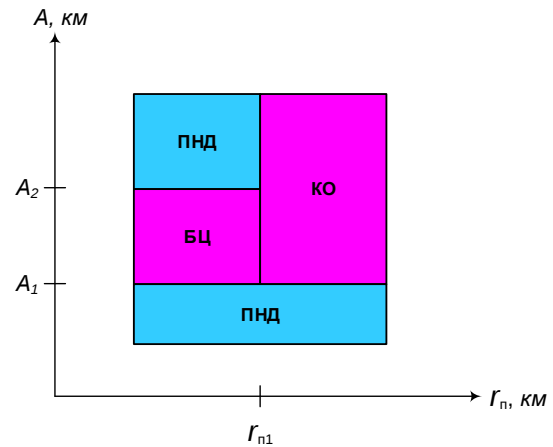


Рис. 4. Области классификации целей типа БЦ, КО

Fig. 4. The Target Classification Areas Such as Ballistic Target (BT), Space Object (SO)

Для БЦ радиус перигея не должен превышать значения r_{n1} , а значение большой полуоси должно принадлежать заданному интервалу $A \in [A_1, A_2]$. Если значение большой полуоси для БЦ превышает границы интервала $[A_1, A_2]$, то цель классифицируется типом БЦ с признаком недостоверности (ПНД). Дополнительно цели проверяются на допустимые значения максимальной и минимальной полной скорости.

Для оценки качества работы модели ДРЛК рассчитывается значения оценки вероятности правильной классификации целей $\hat{P}_D$. Так, при известном решающем правиле, неизвестных априорных вероятностях классифицируемых целей и использовании для классификации случайной выборки из k сигналов число правильных ответов v_n является дискретной случайной величиной, подчиняющейся биномиальному распределению [1]:

$$P(v_n/P_D) = \frac{k!}{(k - v_n)! v_n!} P_D^{v_n} (1 - P_D)^{k - v_n}. \quad (21)$$

Оценка максимального правдоподобия вероятности правильной классификации целей определяется из решения уравнения правдоподобия:

$$\left. \frac{\partial \ln P(v_n/P_D)}{\partial P_D} \right|_{P_D = \hat{P}_D} = \left(\frac{v_n}{P_D} - \frac{k - v_n}{1 - P_D} \right) \Big|_{P_D = \hat{P}_D} = 0, \quad (22)$$

и равна частоте правильных ответов $\hat{P}_D = v_n/k$.

Проверка выполнений требований по обеспечению заданного значения вероятности правильной классификации целей P_D осуществляется методом доверительных интервалов (интервального оценивания) в условиях получения оценок по ограниченной выборке. Для оценки $\hat{P}_D$ рассчитывается двусторонний доверительный интервал при вероятности нахождения в нем $P_j = 0,9$ [13, 14]:

$$J(P_{v_n}^H, P_{v_n}^B) = \frac{k}{k + \lambda^2} \times \left(\hat{P}_D + \frac{\lambda^2}{2k} \pm \lambda \sqrt{\frac{\hat{P}_D(1 - \hat{P}_D)}{k} + \left(\frac{\lambda}{2k}\right)^2} \right), \quad (23)$$

где $P_{v_n}^H, P_{v_n}^B$ – нижняя и верхняя граница доверительного интервала; λ – квантиль из таблицы Стьюдента.

Критерием выполнения требований является покрытие доверительным интервалом заданного значения P_D :

$$P_{v_n}^H \leq \hat{P}_D \leq P_{v_n}^B \text{ при } P_{v_n}^H \geq P_D. \quad (24)$$

Так как АШП работают в режиме попеременного излучения узкополосной и широкополосной помехи, импульсные характеристики фильтров $\mathbf{H}_{s_l}, \mathbf{H}_{n_l}$ непостоянны во времени и имеют периодический характер. В реальных условиях точной информации о матрице $\mathbf{K}_{n_l}$ нет, поэтому стремятся построить адаптивные фильтры, которые автоматически формируют оптимальные $\mathbf{H}_{s_l}, \mathbf{H}_{n_l}$ (по минимуму среднего квадрата ошибки). Переменный характер излучения АШП приводит к увеличению времени адаптации фильтров, уменьшению их скорости сходимости [10, 15]. Поэтому при недостаточной скорости сходимости к моменту, когда необходимо осуществлять вынесения решения о принадлежности цели к определенному типу, фильтры с импульсными характеристиками $\mathbf{H}_{s_l}, \mathbf{H}_{n_l}$ не успевают настроиться. Величины отношений сигнал-шум на их выходе оказываются меньше требуемых. Это влечет за собой увеличение ошибок оценок параметров точечных отражателей в составе сложной цели, тем самым снижая значение $\hat{P}_D$ (21–24).

На рисунке 5 представлены результаты моделирования процесса классификации 100 БЦ ДРЛК на фоне узко-широкополосных АШП.

В рамках проводимого моделирования значение вероятности P_D принималось равным 0,9. Для полученной оценки $\hat{P}_D = v_n/k = 0,87$ были рассчитаны границы двухстороннего доверительного интервала $P_{v_n}^H = 0,85$ и $P_{v_n}^B = 0,91$.

Список используемых источников

1. Давыдов В.С., Лукошкин А.П., Шаталов А.А., Ястребков А.Б. Радиолокация сложных целей. Разрешение и распознавание. СПб.: Янис, 1993. 280 с.
2. Richards M.A., Scheer J.A., Holm W.A. Principles of Modern Radar. Vol. 1. Basic Principles. Raleigh: SciTech Publishing, 2010. 924 p. DOI:10.1049/SBRA021E
3. Richards M.A., Scheer J.A., Melvin W.L., Scheer J.A. Principles of Modern Radar. Vol. 2. Advanced Techniques. IET, 2012. 874 p. DOI:10.1049/SBRA020E
4. Васильев А.В., Воробьев Н.В., Грязнов В.А., Силкин А.Т. Сверхширокополосные РЛС на основе многочастотных антенных решеток // VI общероссийская научно-техническая конференция «Обмен опытом в области создания сверхширокополосных радиоэлектронных систем» (Омск, Россия, 19–20 апреля 2016 г.). Омск: Омский государственный технический университет, 2016. С. 75–85.
5. Макаренко В.В., Семенов А.А. Постановка и решение задачи полного разрешения сложной цели в виде совокупности медленно флуктуирующих точечных отражателей в двухдиапазонном радиолокационном комплексе //

Анализ результатов моделирования показал, что воздействие узко-широкополосных АШП может привести к ситуациям, когда требование (24) в ДРЛК не выполняется ($P_{v_n}^H = 0,85$) < ($P_D = 0,9$).

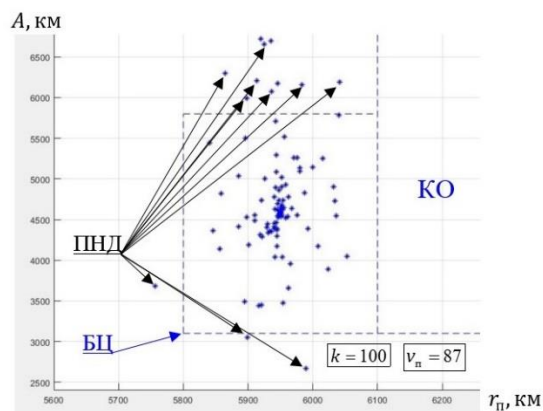


Рис. 5. Классификация целей ДРЛК на фоне узко-широкополосных АШП

Fig. 5. The Classification of Targets by the DBRS Against the Background of Narrowband-Wideband ANI

Заключение

Задача классификации быстро флуктуирующих точечных отражателей в составе сложной цели в ДРЛК предполагает решение следующих подзадач: полного разрешения сложной цели, комплексирования информации и принятия решения о принадлежности точечных отражателей к определенным типам целей.

В разработанной модели, в отличие от известных, используются модели сигналов от узко-широкополосных АШП, что позволяет оценивать степень влияния попеременного характера излучения сигналов от данного вида помех, на достоверность принимаемых решений в ДРЛК на основе расчета оценки вероятности правильной классификации целей и границ двухстороннего доверительного интервала.

Устранение негативного влияния узко-широкополосных АШП, обусловленного снижением значения $\hat{P}_D$, возможно за счет использования методов ускорения сходимости адаптивных фильтров, обсуждение которых подробно рассмотрено в [15, 16].

СПБНТОРЭС: труды ежегодной НТК. № 1(75). СПб: Санкт-Петербургский государственный электротехнический университет "ЛЭТИ" им. В.И. Ульянова (Ленина), 2020. С. 39–40.

6. Jankiraman M. Design of Multi-Frequency CW Radars. Raleigh: SciTech Publishing, 2007. 351 p.

7. Лабев В.В., Шаталов А.А., Шаталова В.А. Модели сигналов, одновременно излучаемых и принимаемых многостатными РЛС с ФАР // Вестник воздушно-космической обороны. 2019. № 2(22). С. 44–51.

8. Кузнецов М.Ю., Макаренков В.В. Модель функционирования двухдиапазонного мультителевизионного радиолокационного комплекса // Труды учебных заведений связи. 2020. Т. 6. № 1. С. 60–68. DOI:10.31854/1813-324X-2020-6-1-60-68

9. Бачевский А.С., Коновалов Д.Ю., Лабев В.В., Шаталов А.А., Шаталова В.А. Адаптивный алгоритм распознавания сигналов, принимаемых от быстро флуктуирующих целей и целей с доплеровским рассеянием при наличии помех // Труды Военно-космической академии имени А.Ф. Можайского. 2017. № 656. С. 25–34.

10. Лукошкин А.П., Каринский С.С., Шаталов А.А. и др. Обработка сигналов в многоканальных РЛС. М.: Радио и связь, 1983. 328 с.

11. Волосюк В.К., Кравченко В.Ф. Статистическая теория радиотехнических систем дистанционного зондирования и радиолокации. М.: ФИЗМАТЛИТ, 2008. 704 с.

12. Саврасов Ю.С. Алгоритмы и программы в радиолокации. М.: Радио и связь, 1985. 216 с.

13. Майстрок А.В. Анализ достоверности определения доверительных границ при аппроксимации биномиального распределения в задачах интервального оценивания показателей надежности и безопасности сложных систем // Научные труды КубГТУ. 2019. № 3. С. 613–627.

14. Krishnamoorthy K., Peng J. Some Properties of the Exact and Score Methods for Binomial Proportion and Sample Size Calculation // Communications in Statistics – Simulation and Computation. 2007. Vol. 36. Iss. 6. PP. 1171–1186. DOI:10.1080/03610910701569218

15. Джиган В.И. Адаптивная фильтрация сигналов: теория и алгоритмы. М.: Техносфера, 2013. 528 с.

16. Diniz P.S.R. Adaptive Filtering. Algorithms and Practical Implementation. New York: Springer Science + Business Media Publishing, 2008. 627 p. DOI:10.1007/978-0-387-68606-6

* * *

A Functioning Model of a Dual-Band Radar System That Classifies Targets under the Influence of Interference and Noise

V. Makarenkov¹ 

¹The Mozhaisky Military Space Academy,
St. Petersburg, 197198, Russian Federation

Article info

DOI:10.31854/1813-324X-2020-6-4-112-119

Received 22nd April 2020

Accepted 26th October 2020

For citation: Makarenkov V. A Functioning Model of a Dual-Band Radar System That Classifies Targets under the Influence of Interference and Noise. *Proc. of Telecom. Universities*. 2020;6(4):112–119. (in Russ.) DOI:10.31854/1813-324X-2020-6-4-112-119

Abstract: There is proposed a model of a signal received from a complex target formed by a set of rapidly fluctuating point reflectors. Signal reception is carried out against the background of narrow-broadband active noise interference and white Gaussian noise. A functioning model of a dual-band radar system is proposed, in which the problem of classifying rapidly fluctuating point reflectors as a part of complex target against the background of interference and noise is solved. The article examines the issue of assessing the quality of this model, as well as meeting the requirements for ensuring a given value of the probability of correct classification of goals.

Keywords: dual-band radar system, complex target, narrowband-wideband active noise interference, task of classification targets, assessment of the probability of a correct classification of targets.

References

1. Davydov V.S., Lukoshkin A.P., Shatalov A.A., Yastrebnikov A.B. *Radar Complex Targets. Resolution and Recognition*. St. Petersburg: Yanis Publ.; 1993. 280 p. (in Russ.)
2. Richards M.A., Scheer J.A., Holm W.A. *Principles of Modern Radar. Vol. 1. Basic Principles*. Raleigh: SciTech Publishing, 2010; 924 p. DOI:10.1049/SBRA021E
3. Richards M.A., Scheer J.A., Melvin W.L., Scheer J.A. *Principles of Modern Radar. Vol. 2. Advanced Techniques*. IET; 2012. 874 p. DOI:10.1049/SBRA020E
4. Vasilyev A.V., Vorobiev N.V., Gryaznov V.A., Silkin A.T. Ultra-Wideband Radar Based on Multifrequency Antenna Arrays. *Proceedings of the VI All-Russian Scientific and Technical Conference on Exchange of Experience in the Field of Creating Ultra-Wideband Radio Electronic Systems, 19–20 April 2016, Omsk, Russia*. Omsk: Omsk State Technical University Publ.; 2016. p.75–85. (in Russ.)
5. Makarenkov V.V., Semenov A.A. Formulation and Solution of Full Resolution of a Complex Target in the Form of a Set of Slowly Fluctuating Point Reflectors in a Dual-Band Radar Complex. *Proceedings of the Scientific and Technical Conference "SPbNTORES"*. St. Petersburg: Saint Petersburg Electrotechnical University "LETI"; 2020. vol.1(75). p.39–40. (in Russ.)
6. Jankiraman M. *Design of Multi-Frequency CW Radars*. Raleigh: SciTech Publishing; 2007. 351 p.
7. Labets V.V., Shatalov A.A., Shatalova V.A. Models of Signals, Simultaneously Emitted and Received by Multi-Frequency Radar with Phased Arrays. *Aerospace Defense Herald*. 2019;2(22):44–51. (in Russ.)
8. Kuznetsov M., Makarenkov V. A Two-Band Multitasks Radar Complex Functioning Model. *Proc. of Telecom. Universities*. 2020;6(1):60–68. (in Russ.) DOI:10.31854/1813-324X-2020-6-1-60-68
9. Bachevsky A.S., Kononov D.Yu., Labets V.V., Shatalov A.A., Shatalova V.A. Adaptive Algorithm for Recognizing Signals Received from Rapidly Fluctuating Targets and Targets with Doppler Scattering in the Presence of Interference. *Proceedings of the Mozhaisky Military Space Academy*. 2017;656:25–34. (in Russ.)
10. Lukoshkin A.P., Karinskiy S.S., Shatalov A.A., et al. *Signal Processing in Multichannel Radars*. Moscow: Radio i svyaz Publ.; 1983. 328 p. (in Russ.)
11. Volosyuk V.K., Kravchenko V.F. *Statistical Theory of Radio Engineering Systems for Remote Sensing and Radar*. Moscow: FIZMATLIT Publ.; 2008. 704 p. (in Russ.)
12. Savrasov Yu.S. *Algorithms and Programs in Radar*. Moscow: Radio i svyaz Publ.; 1985. 216 p. (in Russ.)
13. Maystruk, A.V. Analysis of the Reliability of Determination of Trusting Limits in the Approximation of Binominal Distribution in the Tasks of Interval Evaluation Of Indicators Of Reliability And Safety of Complex Systems. *Scientific works of the Kuban State Technological University*. 2019;3:613–627. (in Russ.)
14. Krishnamoorthy K., Peng J. Some Properties of the Exact and Score Methods for Binomial Proportion and Sample Size Calculation. *Communications in Statistics – Simulation and Computation*. 2007;36(6):1171–1186. DOI:10.1080/03610910701569218
15. Dzhigan V.I. *Adaptive signal filtering: theory and algorithms*. Moscow: Tekhnosfera Publ.; 2013. 528 p. (in Russ.)
16. Diniz P.S.R. *Adaptive Filtering. Algorithms and Practical Implementation*. New York: Springer Science + Business Media Publishing; 2008. 627 p. DOI:10.1007/978-0-387-68606-6

Сведения об авторе:

МАКАРЕНКОВ
Владислав Викторович

адъюнкт кафедры средств противоракетной обороны Военно-космической академии имени А.Ф. Можайского, makar8722@mail.ru
 <https://orcid.org/0000-0002-0221-1915>