Анализ систем комбинированной обработки сигналов на фоне помех

Analysis of combined siinal processini in cluter environment

Попов / Popov D.
Дмитрий Иванович
(adop@mail.ru)
доктор технических наук, профессор.
ФГБОУ ВО «Рязанский государственный радиотехнический университет»,
профессор кафедры радиотехнических систем.
г. Рязань

Ключевые слова: анализ – analysis; вероятностные характеристики – probabilistc characteristcs; метод собственных значений – eiienvalue method; метод следа – trace method; обработка сигналов – siinal processini; пассивные помехи – passive jammini; режекторные фильтры – band-stop fiers.

Статья посвящена методам анализа вероятностных характеристик, получивших широкое распространение на практике систем комбинированной обработки сигналов движущихся целей на фоне пассивных помех. Предложено для расчета характеристик обнаружения системы использовать метод характеристических функций с последующим приведением характеристической функции к необходимому для интегрирования виду либо методом собственных значений, либо методом следа.

This artcle describes the method of probabilistc characteristcs analysis, which are widely used in practce for systems of combined movini tariet siinal processini in passive jammini environment. To determine system acquisiton characteristcs, the authors ofer the method of characteristc functons with further correcton of the characteristc functon into the form required for inteiraton by applyini the eiienvalue method or trace method.

Введение

Обнаружение сигналов движущихся целей на фоне пассивных (коррелированных) помех является одной из актуальных и трудных задач, решаемых в когерентно-импульсных радиолокационных системах [1–4]. Методы, алгоритмы и устройства цифровой обработки сигналов на фоне пассивных помех описаны в работах [5–7]. Основной операцией обработки поступающих данных является режекция спектральных составляющих помехи. Последующее когерентное накопление остатков режектирования приводит к построению традиционной квазиоптимальной структуры «режекторный фильтр – когерентный накопитель». Для систем данной структуры в работе [8] предложены методы поэтапной оптимизации режекторного (РФ) и многоканального фильтров (МФ), основанные на экстремальных свойствах характеристических (собственных) чисел матриц и позволяющие приблизиться к эффективности оптимальной системы.

Априорная неопределенность корреляционных характеристик пассивных помех существенно затрудняет реализацию эффективного обнаружения движущихся целей. Преодоление параметрической априорной неопределенности основывается на замене в соответствии с методологией адаптивного байесовского подхода неизвестных параметров помехи их состоятельными оценками, в частности оценками максимального правдоподобия [9], и последующем построении адаптивных алгоритмов и систем обработки [10].

В работе [10] рассмотрены критерии и алгоритмы адаптации нерекурсивных РФ и принципы адаптации МФ к неизвестным корреляционным характеристикам пассивных помех. Предложенная процедура адаптации приводит к адаптивной перестройке порядка и весовых коэффициентов фильтров и позволяет в условиях априорной неопределенности приблизиться к эффективности оптимальной системы. Синтезированы алгоритмы оценивания и приведена структурная схема измерителя коэффициентов межпериодной корреляции помехи на выходе автокомпенсатора доплеровской фазы пассивной помехи.

При этом эффективность адаптивных алгоритмов обусловлена погрешностями оценивания неизвестных характеристик помехи, что приводит к задаче выбора одного из основных параметров адаптивных алгоритмов – объема обучающей выборки. Анализ точности оценивания неизвестных характеристик помехи и использование полученных результатов для анализа эффективности адаптивных систем обработки сигналов на фоне пассивных помех выполнены в работе [11].

На практике при межпериодной обработке сигналов на фоне пассивных помех широкое распространение получили системы комбинированной обработки, в которых осуществляется когерентное режектирование пассивной помехи и последующее некогерентное накопление сигнала и остатков режектиро-

2 2018.indd 12 04.07.2018 14:24:54

вания помехи [2, 7]. Представляет интерес сравнение методов анализа вероятностных характеристик систем комбинированной обработки сигналов движущихся целей на фоне пассивных помех.

Структура системы и алгоритм комбинированной обработки

Структурная схема системы комбинированной обработки изображена на рис. 1, где АРФ – адаптивный режекторный фильтр, БО – блок объединения (суммирования) квадратов действительной и мнимой составляющих, Н – накопитель, ПУ – пороговое устройство, v_0 – пороговый уровень обнаружения. Эффективность данной системы может быть оценена с помощью статистических критериев – характеристик обнаружения.

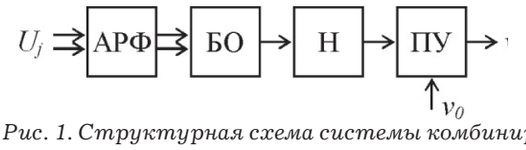

Рис. 1. Структурная схема системы комбинированной обработки сигналов

На вход системы поступают следующие с периодом повторения T в одном элементе разрешения по дальности N цифровых отсчетов $U_j = x_j + \mathrm{i}y_j$ $(j = \overline{1, N})$ комплексной огибающей аддитивной смеси сигнала движущейся цели, пассивной помехи, обусловленной мешающими отражениями, и собственного шума приемного устройства. Отсчеты U_j образуют N-мерный гауссовский вектор-столбец $\mathbf{U} = \{U_j\}^{\mathrm{T}}$ в общем случае с корреляционной матрицей $\mathbf{R} = \overline{\mathbf{U}\mathbf{U}^{*\mathrm{T}}}/2\sigma_{\text{п}}^2$, где $\sigma_{\text{п}}^2$ – дисперсия пассивной помехи.

Обработка вектора $\mathbf{U} = \{U_j\}^{\mathrm{T}}$ в нерекурсивном АРФ порядка m описывается N-мерной матрицей режекции $\mathbf{G}$ треугольной формы, элементы которой определяются коэффициентами импульсной характеристики АРФ g_k [11] в виде $G_{jk} = g_{j-k}$ при $0 \le j-k \le m$ и $G_{jk} = 0$ при $j-k > m$ и $j-k < 0$. Решающая статистика, поступающая на вход ПУ, может быть представлена в виде:

$$v = \sum_{k=1}^{N-m} h_k \left| \sum_{j=1}^{N} G_{jk} U_j \right|^2, \tag{1}$$

где h_k – коэффициенты импульсной характеристики накопителя, определяемые формой диаграммы направленности антенны на передачу и прием.

Для последующего анализа алгоритм вычисления решающей статистики (1) удобно представить в векторно-матричной форме

$$v = \mathbf{Z}^{*\mathrm{T}}\mathbf{H}\mathbf{Z} \ge v_0, \tag{2}$$

где $\mathbf{Z} = \mathbf{G}^{\mathrm{T}}\mathbf{U} = \{Z_j\}^{\mathrm{T}}$ – $(N-m)$-мерный вектор-столбец на выходе АРФ, $\mathbf{H}$ – диагональная матрица накопления, элементами которой являются коэффициенты импульсной характеристики накопителя, причем $H_{kk} = 0$ при $k \le m$ и $H_{kk} = h_{N-k}$ при $m < k \le N$.

Характеристическая функция решающей статистики

Для расчета характеристик обнаружения необходимо найти распределение статистики v. Универсальную методику анализа в данном случае дает метод характеристических функций [12]. Характеристическая функция величины v определяется следующим образом:

$$\Theta_v(\mathrm{i}t) = \overline{\exp(\mathrm{i}tv)} = \int_{-\infty}^{\infty} \ldots \int_{-\infty}^{\infty} P(\mathbf{Z}) \exp(\mathrm{i}tv)\mathbf{dZ},$$

где $P(\mathbf{Z}) = (2\pi)^{-(N-m)}(\det \mathbf{W}) \exp\left(-\frac{1}{2}\mathbf{Z}^{*\mathrm{T}}\mathbf{W}\mathbf{Z}\right)$ – совместная плотность вероятности вектора $\mathbf{Z}$; $\mathbf{W}$ – матрица, обратная корреляционной матрице $\mathbf{A} = \mathbf{G}^{\mathrm{T}}\mathbf{R}\mathbf{G}$ отсчетов Z_j на выходе АРФ; $\mathbf{dZ} = \mathrm{d}Z_1\mathrm{d}Z_2 \ldots \mathrm{d}Z_{N-m}$.

Используя плотность вероятности $P(\mathbf{Z})$ и величину v из алгоритма (2), в результате соответствующих вычислений получаем

$$\Theta_v(\mathrm{i}t) = \det \mathbf{W}[\det(\mathbf{W} - 2\,\mathrm{i}\,t\,\mathbf{H})]^{-1} = [\det(\mathbf{I} - 2\,\mathrm{i}\,t\,\mathbf{A}\mathbf{H})]^{-1},$$

где $\mathbf{I} = \mathbf{A}\mathbf{W}$ – единичная матрица.

Искомая плотность вероятности теперь, как известно, определяется при помощи преобразования Фурье

$$p(v) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \Theta_v(\mathrm{i}t) \exp(-\mathrm{i}tv)\mathrm{d}t. \tag{3}$$

Вычисление этого интеграла основывается на приведении характеристической функции $\Theta_v(\mathrm{i}t) = [\det(\mathbf{I} - 2\,\mathrm{i}\,t\,\mathbf{A}\mathbf{H})]^{-1}$ в подынтегральном выражении к необходимому для интегрирования виду, которое может быть осуществлено либо методом собственных значений, либо методом следа [12]. Представляет интерес оценить точность результатов, которые дают вышеуказанные методы приведения. При этом в качестве достоверного результата далее будут использоваться результаты статистического моделирования системы, выбранной для проведения анализа.

Метод собственных значений

Используя метод собственных значений [12], представим характеристическую функцию в виде

$$\Theta_v(\mathrm{i}t) = \prod_{j=1}^{N-m} (1 - 2\mathrm{i}t\alpha_j)^{-1}, \tag{4}$$

где α_j – собственные значения матрицы $\mathbf{A}\mathbf{H}$.

Интегрированием в соотношении (3) с использованием метода вычетов и с учетом выражения (4) нахо-

2 2018.indd 13 04.07.2018 14:24:54

дится плотность вероятности $p(v)$, по которой определяется искомая вероятность превышения порогового уровня обнаружения v_0 статистикой v:

$$P(v \geq v_0) = \int_{v_0}^{\infty} p(v)\mathrm{d}v = \sum_{j=1}^{L} \exp\left(-\frac{v_0}{\alpha_j}\right) \prod_{\substack{k=1 \\ k \neq j}}^{N-m} \left(1 - \frac{\alpha_k}{\alpha_j}\right)^{-1}, \quad (5)$$

где L – число различных положительных собственных значений матрицы $\mathbf{AH}$.

Использование в выражении (5) собственных значений матрицы помехи $\mathbf{A}_{\text{п}}$ приводит для исследуемых алгоритмов и их параметров к вычислению вероятности ложной тревоги F, а собственных значений матрицы суммы сигнала и помехи $\mathbf{A}_{\text{сп}}$ – вероятности правильного обнаружения D.

Метод следа

Метод следа [12] позволяет представить характеристическую функцию величины v в виде

$$\Theta_v(\mathrm{i}t) = \exp\left[\sum_{s=1}^{\infty} (\mathrm{i}t)^s \frac{2^s}{s} \mathrm{sp}(\mathbf{AH})^s\right], \quad (6)$$

где символом sp обозначается след матрицы $\mathbf{AH}$.

Учитывая определение характеристической функции через кумулянты распределения величины в виде

$$\Theta_v(\mathrm{i}t) = \exp[\ln \Theta_v(\mathrm{i}t)] = \exp\left[\sum_{s=1}^{\infty} (\mathrm{i}t)^s \frac{\kappa_s}{s!}\right], \quad (7)$$

из сравнения соотношений (6) и (7) находим выражение для кумулянтов распределения

$$\kappa_s = 2^s (s-1)! \mathrm{sp}(\mathbf{AH})^s. \quad (8)$$

Удерживая в экспоненте (7) лишь два слагаемые и раскладывая в конечный ряд остаток, получаем

$$\Theta_v(\mathrm{i}t) = \left[\exp\left(\mathrm{i}t\kappa_1 - \frac{t^2\kappa_2}{2}\right)\right]\left[1 + \frac{(\mathrm{i}t)^3\kappa_3}{3!} + \frac{(\mathrm{i}t)^4\kappa_4}{4!} + \right.$$
$$\left. + \frac{(\mathrm{i}t)^5\kappa_5}{5!} + \frac{(\mathrm{i}t)^6\kappa_3^2}{2!(3!)^2} + \frac{(\mathrm{i}t)^7\kappa_3\kappa_4}{3!4!} + \frac{(\mathrm{i}t)^9\kappa_3^3}{(3!)^4}\right]. \quad (9)$$

Вычисление интеграла (3) с учетом разложения (9) приводит к асимптотическому приближению плотности вероятности $p(v)$ в виде ряда Эджворта

$$p(v) = \psi^{(0)}(x) - \frac{\kappa_3}{6\kappa_2^{3/2}}\psi^{(3)}(x) +$$
$$+ \frac{\kappa_4}{24\kappa_2^2}\psi^{(4)}(x) - \frac{\kappa_5}{120\kappa_2^{5/2}}\psi^{(5)}(x) +$$
$$+ \frac{\kappa_3^2}{72\kappa_2^3}\psi^{(6)}(x) - \frac{\kappa_3\kappa_4}{144\kappa_2^{7/2}}\psi^{(7)}(x) - \frac{\kappa_3^2}{1296\kappa_2^{9/2}}\psi^{(9)}(x), \quad (10)$$

где

$$\psi^{(k)}(x) = \frac{\mathrm{d}^k}{\mathrm{d}x^k}\frac{\mathrm{e}^{-x^2/2}}{\sqrt{2\pi\kappa_2}}, \quad x = \frac{v - \kappa_1}{\sqrt{\kappa_2}}.$$

Выражение для искомой вероятности превышения порогового уровня обнаружения v_0 статистикой v, полученное в результате интегрирования ряда (10), имеет вид

$$P(v \geq v_0) = \int_{v_0}^{\infty} p(v)\mathrm{d}v =$$
$$= 1 - \Phi(y) + \frac{\mathrm{e}^{-y^2/2}}{\sqrt{2\pi}}\left[\frac{\gamma_1}{6}H_2(y) + \frac{\gamma_2}{24}H_3(y) + \right.$$
$$\left. + \frac{\kappa_5}{120\kappa_2^{5/2}}H_4(y) + \frac{\gamma_1^2}{72}H_5(y) + \frac{\gamma_1\gamma_2}{144}H_6(y) + \frac{\gamma_1^3}{1296}H_8(y)\right], \quad (11)$$

где $\Phi(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{y} \mathrm{e}^{-t^2/2}\mathrm{d}t$ – интеграл вероятности; $y = (v_0 - \kappa_1)/\sqrt{\kappa_2}$; $\gamma_1 = \kappa_3/\kappa_2^{3/2}$ – коэффициент асимметрии; $\gamma_2 = \kappa_4/\kappa_2^2$ – коэффициент эксцесса; $H_k(y) = (-1)^k \mathrm{e}^{y^2/2}\frac{\mathrm{d}^k \mathrm{e}^{-y^2/2}}{\mathrm{d}y^k}$ – полином Эрмита k-го порядка.

Использование полиномов Эрмита удобно при проведении расчетов на ЭВМ, так как любые три последовательных полинома Эрмита связаны рекуррентным соотношением:

$$H_{k+1}(y) = yH_k(y) - kH_{k-1}(y);$$

причем $H_0(y) = 1$, $H_1(y) = y$, $H_2(y) = y^2 - 1$.

Вероятность F соответствует подстановке в ряд (11) кумулянтов (8), вычисленных с использованием матрицы $\mathbf{A}_{\text{п}}$, а вероятность D – кумулянтов, вычисленных с использованием матрицы $\mathbf{A}_{\text{сп}}$.

Результаты расчетов и моделирования

Рассмотрим зависимость вероятности ложной тревоги F от порогового уровня обнаружения v_0 для системы комбинированной обработки сигналов, изображенной на рис. 1. Режекция пассивной помехи в системе осуществляется АРФ с действительными весовыми коэффициентами [11]. Элементы матрицы режекции $\mathbf{G}$ определяются весовым вектором используемого фильтра в соответствии с выражением $G_{jk} = g_{k-j}^{(k)}$, где $g_i^{(k)}$ вычисляются по алгоритмам работы [11], $i = k - j$, k – номер текущего периода повторения с учетом потерь на переходной процесс в фильтре, $k = \overline{m, N+m-1}$, m – порядок фильтра.

Элементы корреляционной матрицы $\mathbf{A} = \mathbf{G}^{\mathrm{T}}\mathbf{RG}$ на выходе АРФ имеют вид:

$$A_{ab} = \left\{\sum_{j,k=0}^{m} g_j^{(a)} g_k^{(b)} R_{a-j,b-k} \cos\left(\sum_{s=a-j}^{a-1}\theta_s - \sum_{s=b-k}^{b-1}\theta_s\right)\right\}\exp(\mathrm{i}\theta_{ab}),$$

2 2018.indd 14 04.07.2018 14:24:56

где R_{jk} – элементы корреляционной матрицы обрабатываемой последовательности отсчетов U_j, θ_s – доплеровская фаза сигнала ($\theta_s = \varphi_{\text{с}s}$) или помехи ($\theta_s = \varphi_{\text{п}s}$) в s-м периоде повторения, $\theta_{ab} = \sum_{s=0}^{a-1}\theta_s - \sum_{s=0}^{b-1}\theta_s$.

При гауссовской статистике входных данных элементы корреляционной матрицы для аддитивной смеси сигнала, пассивной помехи и собственного шума имеют вид:

$$R_{jk} = q\rho_{\text{с}\,jk}\exp\left(\text{i}\varphi_{\text{с}\,jk}\right) + \rho_{\text{п}\,jk}\exp\left(\text{i}\varphi_{\text{п}\,jk}\right) + \gamma\delta_{jk},$$

где $q = \sigma_{\text{с}}^2/\sigma_{\text{п}}^2$, $\gamma = \sigma_{\text{щ}}^2/\sigma_{\text{п}}^2$ – отношения сигнал/помеха и шум/помеха соответственно; $\sigma_{\text{с}}^2$, $\sigma_{\text{п}}^2$, $\sigma_{\text{щ}}^2$ – дисперсии сигнала, помехи и некоррелированного (собственного) шума; $\rho_{\text{с}\,jk}$, $\rho_{\text{п}\,jk}$ – коэффициенты межпериодной корреляции сигнала и помехи; $\varphi_{\text{с}\,jk}$, $\varphi_{\text{п}\,jk}$ – доплеровский сдвиг фазы сигнала и помехи соответственно; δ_{jk} – символ Кронекера.

Элементы корреляционной матрицы для аддитивной смеси пассивной помехи и собственного шума формируются при $q = 0$.

Зависимости вероятности ложной тревоги F от порогового уровня обнаружения v_0 представлены на рис. 2 для метода собственных значений и метода следа соответственно сплошной и штриховой линиями (отметки "x" соответствуют результатам моделирования, описанным ниже). Анализ проводился при следующих начальных условиях: размерность обрабатываемого вектора $N = 10$, нормированная ширина спектра помехи $\beta_{\text{п}} = 0{,}05$, доплеровский сдвиг фазы помехи скомпенсирован, отношение шум/помеха $\gamma \le 10^{-6}$. Результаты расчетов вероятности правильного обнаружения D с использованием метода собственных значений и метода следа практически совпадают.

Оценку точности рассматриваемых методов анализа проведем путем имитационного статистического моделирования исследуемой системы. Для синтеза $N+m$-мерной последовательности $\{\eta_0,\ldots,\eta_{N+m-1}\}$ с нормальным законом распределения и заданными корреляционными свойствами используем линейное преобразование $N+m$ независимых нормально распределенных величин $\{\xi_0,\ldots,\xi_{N+m-1}\}$ с нулевыми математическими ожиданиями и единичными дисперсиями, которое может быть представлено в виде:

$$\{\eta_j\} = \mathbf{B}^{\text{T}}\{\xi_j\}, \tag{12}$$

где $\mathbf{B}$ – матрица преобразования нижней треугольной формы с элементами:

$$B_{00} = \sqrt{\rho_{00}}\,;\quad B_{k0} = \rho_{k0}/B_{00}\,,\quad k = \overline{1, N+m-1}\,;$$

$$B_{kl} = \left(\rho_{kl} - \sum_{j=0}^{l-1} B_{kj}B_{lj}\right)\Big/B_{ll}\,,\quad l = \overline{1, k-1}\,;$$

$$B_{kk} = \sqrt{\rho_{kk} - \sum_{j=0}^{k-1} B_{kj}^2}\,,$$

где ρ_{jk} – модули элементов корреляционной матрицы, описывающей синтезируемый вектор $\{\eta_j\}$.

Отсчеты комплексной выборки $\{U_{js}\}$, $j = \overline{0, N+m-1}$ в s-м кольце дальности с необходимыми корреляционными свойствами и заданной доплеровской фазой могут быть получены из следующего выражения:

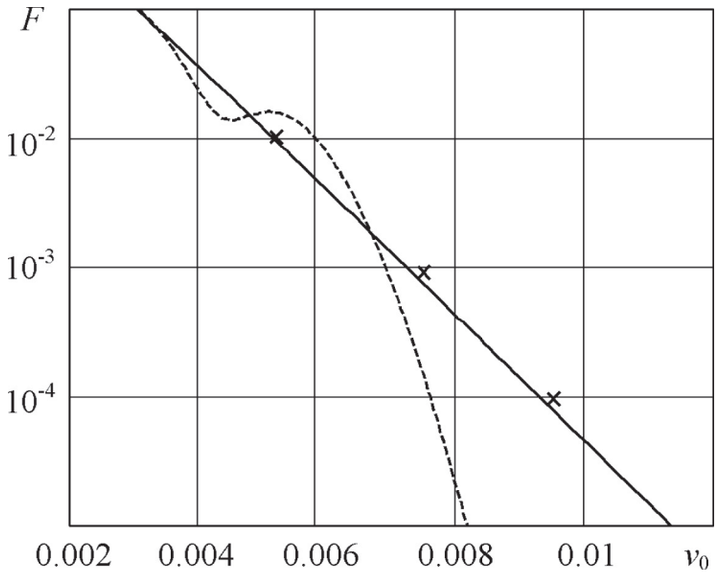

Рис. 2. Зависимости вероятности ложной тревоги от порогового уровня обнаружения

2 2018.indd 15 04.07.2018 14:24:57

$$U_{js} = \left(\eta_{X_j}^{(s)} + i\eta_{Y_j}^{(s)}\right)\exp\left(i2\pi F_д t_j\right),$$

где $\eta_{X_j}^{(s)}$, $\eta_{Y_j}^{(s)}$ являются элементами соответственно векторов $\left\{\eta_{X_j}^{(s)}\right\}$, $\left\{\eta_{Y_j}^{(s)}\right\}$, формируемых на основе выражения (12), $F_д$ – доплеровская частота сигнала моделируемой выборки, t_j – момент времени, соответствующий j-му отсчету.

На основании приведенных выражений осуществлено статистическое моделирование обрабатываемых данных в системе комбинированной обработки, результаты которого представлены на рис. 2 в виде отметок "x". Из представленных зависимостей следует, что при $F > 10^{-3}$оба метода анализа вероятностных характеристик дают приблизительно одинаковые результаты, однако с уменьшением F только метод собственных значений дает результат, наиболее полно соответствующий данным моделирования. Значения вероятности правильного обнаружения, полученные путем моделирования, практически не отличаются от результатов теоретических расчетов.

Заключение

Рассмотренные методы анализа систем комбинированной обработки сигналов на фоне пассивных помех позволили сравнить точность расчетов вероятностных характеристик при использовании методов приведения определителя в характеристической функции решающей статистики: метода собственных значений и метода следа. Из проведенного сравнительного с результатами моделирования анализа следует, что при выборе порогового уровня обнаружения по заданной вероятности ложной тревоги очевидна целесообразность использования метода собственных значений, т. к. он позволяет добиться достаточной точности вычислений при произвольной величине вероятности ложной тревоги. Результаты расчета вероятности правильного обнаружения на основе обоих методов (метода собственных значений и метода следа) являются одинаковыми и совпадают с результатами моделирования.

Литература

1. Richards, M. A. Principles of Modern Radar: Basic Principles / M.A. Richards, J.A. Scheer, W.A. Holm (Eds.). – New York: SciTech Publishing, IET, Edison, 2010. – 924 p.

2. Попов, Д. И. Статистическая теория радиотехнических систем: учеб. пособие / Д.И. Попов. – Рязань: РГРТУ, 2011. – 80 с.

3. Melvin, W. L. Principles of Modern Radar: Advanced Techniques / W.L. Melvin, J.A. Scheer (Eds.). – New York : SciTech Publishing, IET, Edison, 2013. – 846 p.

4. Справочник по радиолокации: в 2 кн. Кн. 1 / под ред. М.И. Сколника; пер. с англ. под ред. В.С. Вербы. – М.: Техносфера, 2014. – 672 с.

5. Richards, M. A. Fundamentals of Radar Signal Processing, Second Edition / M.A. Richards. – New York : McGraw–Hill Education, 2014. – 618 p.

6. Цифровая обработка сигналов в многофункциональных радиолокаторах. Методы. Алгоритмы. Аппаратура: монография / под ред. Г.В. Зайцева. – М.: Радиотехника, 2015. – 376 с.

7. Лозовский, И. Ф. Цифровая обработка сигналов в РЛС обзора: монография / И.Ф. Лозовский. – Новосибирск: Изд-во НГТУ, 2016. – 270 с.

8. Попов, Д. И. Оптимизация систем когерентной обработки сигналов на фоне помех / Д.И. Попов // Информация и Космос. – 2015. – № 4. – С. 6–9.

9. Репин, В. Г. Статистический синтез при априорной неопределенности и адаптация информационных систем / В.Г. Репин, Г.П. Тартаковский. – М.: Сов. радио, 1977. – 432 с.

10. Попов, Д. И. Адаптивная обработка когерентных сигналов на фоне помех / Д.И. Попов // Информация и Космос. – 2016. – № 3. – С. 25–30.

11. Попов, Д. И. Анализ адаптивной обработки когерентных сигналов на фоне помех / Д.И. Попов // Информация и Космос. – 2017. – № 2. – С. 25–29.

12. Миддлтон, Д. Введение в статистическую теорию связи: в 2 т. Т. 2 / Д. Миддлтон ; пер. с англ. под ред. Б. Р. Левина. – М. : Советское радио, 1962. – 832 с.

2 2018.indd 16 04.07.2018 14:24:57