УДК 621.391:621.396.96

Анализ адаптивных систем селекции движущихся целей

Analysis of adaptive systems of selection of moving targets

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

Ключевые слова: адаптация – adaptation; анализ – analysis; вобуляция периода повторения – wobbulation of repetition period; обучающая выборка – training sample; пассивные помехи – passive interference; характеристики обнаружения – detection characteristics.

Рассмотрена задача анализа вероятностных характеристик адаптивных систем селекции движущихся целей на фоне пассивных помех при вобуляции периода повторения. Предложен основанный на асимптотических свойствах оценок максимального правдоподобия метод анализа адаптивных систем обнаружения в зависимости от объема обучающей выборки. Проведено усреднение корреляционной матрицы на выходе адаптивных режекторных фильтров на основе статистического описания свойств оценок неизвестных параметров пассивной помехи. Полученное аналитическое выражение для вероятностных характеристик устанавливает связь эффективности обнаружения сигналов с параметрами используемых оценок доплеровской фазы и коэффициентов межпериодной корреляции пассивной помехи и позволяет выбирать объем обучающей выборки в зависимости от величины допустимых потерь в величине порогового отношения сигнал/помеха. Приведены результаты расчета характеристик обнаружения для различных значений объема обучающей выборки.

The problem of analyzing the probability characteristics of the adaptive systems of selection of moving targets against clutter by the wobbulation of the repetition period is considered. It is proposed based on the asymptotic properties of maximum likelihood estimations method of adaptive detection systems analysis depending on volume of the training sample. A correlation matrix averaging of adaptive rejection filters output based on statistical describing the properties of the unknown parameters estimations of clutter is carried out. The resulting analytical expression for the probability characteristics communicates the effectiveness of detection signals with parameters used in assessments Doppler phase and interperiod correlation coefficients clutter and lets you to choose the volume of the training sample for depending on the value of admissible losses of the threshold signal/clutter ratio. The results of the detection characteristics calculation for different values on volume of training sample are given.

Введение

Широкое распространение при обнаружении сигналов движущихся целей на фоне пассивных помех получили системы селекции движущихся целей комбинированной обработки, осуществляющие когерентное режектирование поступающих данных с последующим некогерентным накоплением остатков режектирования [1, 2]. Отсутствие априорной информации о спектрально-корреляционных характеристиках помехи и слепые скорости цели существенно затрудняют реализацию эффективного обнаружения движущихся целей [3, 4]. Преодоление априорной неопределенности основывается на методах адаптации к неизвестным корреляционным свойствам помехи – к аргументу и модулю коэффициентов межпериодной корреляции, что приводит к алгоритмам адаптивного режектирования с комплексными весовыми коэффициентами и соответствующим адаптивным режекторным фильтрам (АРФ) [5, 6]. Реализация данных АРФ в цифровом виде требует высокого быстродействия выполнения арифметических операций. Избежать указанных трудностей можно путем предварительной компенсации доплеровского сдвига фазы помехи. В работе [7] синтезированы алгоритмы оценивания и предложены принципы построения и структурные схемы автокомпенсаторов доплеровской фазы пассивных помех с прямой связью. Режектирование «остановленной» помехи теперь может быть осуществлено фильтром с действительными весовыми коэффициентами, адаптирующимися к корреляционным свойствам помехи на выходе автокомпенсатора.

Одним из способов исключения слепых скоростей является изменение (вобуляция) периода повторения импульсов [5, 8]. В работе [9] по энергетическому критерию эффективности синтезированы алгоритмы адаптивного режектирования пассивных помех с априорно неизвестными корреляционными характеристиками при вобуляции периода повторения. При этом эффективность адаптивных алгоритмов обусловлена погрешностями оценивания неизвестных характеристик помехи [7], что приводит к задаче выбора одного из основных параметров адаптивных алгоритмов – объема обучающей выборки. При использовании синтезированных адаптивных алгоритмов в системах комбинированной обработки эффективность системы в целом ввиду нелинейности обработки может быть охарактеризована с помощью статистических критериев – характеристик обнаружения. Целью данной работы является анализ характеристик обнаружения адаптивных систем комбинированной обработки сигналов на фоне пассивных помех при вобуляции периода повторения в зависимости от выбора параметров системы обработки.

Корреляционные матрицы на выходе АРФ

Для анализа систем обработки необходимо определить корреляционные матрицы на выходе АРФ. При гауссовской статистике исходных данных обрабатываемый N-мерный вектор $\mathbf{U} = \{U_j\}^{\text{т}}$ на входе АРФ порядка m описывается N-мерной корреляционной матрицей

$$\mathbf{R} = \overline{\mathbf{U}\mathbf{U}^{*\text{т}}} / 2\sigma_{\text{п}}^2 = \| R_{jk} \exp(\mathrm{i}\theta_{jk}) \|$$

В данной формуле в случае только сигнала $R_{jk} = qr_{jk}$, $\theta_{jk} = \sum\limits_{a=0}^{j-1}\varphi_a - \sum\limits_{a=0}^{k-1}\varphi_a$, а в случае только помехи

$$R_{jk} = \rho_{jk} + \lambda\delta_{jk},\ \theta_{jk} = \sum_{a=0}^{j-1}\psi_a - \sum_{a=0}^{k-1}\psi_a,\ \text{где}\ q = \sigma_{\text{с}}^2/\sigma_{\text{п}}^2,$$

$\lambda = \sigma_{\text{ш}}^2/\sigma_{\text{п}}^2$ – отношения сигнал/помеха и шум/помеха соответственно, φ_a, ψ_a – доплеровский набег фазы в a-том периоде повторения соответственно сигнала и помехи, δ_{jk} – символ Кронекера.

Полагаем, что форма огибающей корреляционной функции помехи неизвестна. При этом для точного описания корреляционных свойств помехи необходима совокупность $M_1 = (m+1)m/2$ оценок $\{\hat{\rho}_s^{(a)}\}$ коэффициентов межпериодной корреляции и совокупность $M_2 = m$ оценок $\{\hat{\psi}_c^{(a)}\}$ (здесь $a = \overline{m, N-1}$ – номер текущего периода повторения, $\hat{\rho}_s^{(a)} = \hat{\rho}(a - s_j, a - s_k)$ – оценки коэффициентов межпериодной корреляции, $\hat{\psi}_c^{(a)} = \hat{\psi}(T_{a-c-1})$ – оценки сдвига фазы помехи за соответствующий период повторения, $s = P(s_j, s_k) = P(s_k, s_j)$, $P(\cdot)$ – преобразование, ставящее в соответствие паре неравных друг другу индексов единственный порядковый номер).

Обработку исходного N-мерного вектора $\mathbf{U}$ в АРФ с весовыми коэффициентами

$$\hat{g}_j^{(a)} \exp\left(\mathrm{i}\sum_{c=0}^{j-1}\hat{\psi}_c^{(a)}\right),$$

модули которых рассчитаны в результате функциональных преобразований $\hat{g}_j^{(a)} = g_j(\{\hat{\rho}_s^{(a)}\})$, определяемых адаптивными алгоритмами работы [9], можно описать N-мерной матрицей треугольной формы $\mathbf{G}$ с элементами

$$\hat{G}_{jk} = \hat{g}_{k-j}^{(k)} \exp\left(\mathrm{i}\sum_{c=j}^{k-1}\hat{\psi}_c\right)$$

$$\text{при}\ \ k \le j+m\ \text{и}\ \hat{G}_{jk} = 0\ \ \text{при}\ k > j+m.$$

Тогда на выходе АРФ получим матрицу $\hat{\mathbf{A}} = \hat{\mathbf{G}}^{*\text{т}}\mathbf{R}\hat{\mathbf{G}}$, элементы которой при $a, b \ge m$ равны

$$\hat{A}_{ab} = \left\{ \sum_{j,\,k=0}^{m} \hat{g}_j^{(a)}\hat{g}_k^{(b)} R(a-j, b-k) \times \right.$$
$$\left. \times \cos\left[\sum_{c=a-j}^{a-1}(\hat{\psi}_c - \theta_c) - \sum_{c=b-k}^{b-1}(\hat{\psi}_c - \theta_c)\right]\right\} \mathrm{e}^{\mathrm{i}\theta_{ab}}, \tag{1}$$

где

$$\theta_{ab} = \sum_{c=0}^{a-1}\theta_c - \sum_{c=0}^{b-1}\theta_c.$$

Перейдем от текущих значений оценок $\{\hat{\rho}_s^{(a)}\}$, $\{\hat{\psi}_c^{(a)}\}$ к параметрам их распределений. Для этого произведем соответствующие усреднения в (1), используя асимптотические свойства оценок максимального правдоподобия.

Разложив функцию $\hat{g}_j^{(a)} = g_j(\{\hat{\rho}_s^{(a)}\})$ в многомерный ряд Тейлора в окрестности точки $\{\rho_s^{(a)}\}$ и ограничиваясь ввиду малости $\{\hat{\rho}_s^{(a)} - \rho_s^{(a)}\}$ двумя первыми членами, найдем

$$\hat{g}_j^{(a)} = g_j^{(a)} + \sum_{s=0}^{M_1-1} \frac{\partial g_j^{(a)}}{\partial \rho_s^{(a)}} (\hat{\rho}_s^{(a)} - \rho_s^{(a)}),$$

Учитывая, что M_1-мерный нормальный закон распределения оценок $\{\hat{\rho}_s^{(a)}\}$ характеризуется векторами средних $\{\rho_s^{(a)}\}$ и элементами ковариационных матриц $M_{cd}^{(a)} = \overline{(\hat{\rho}_c^{(a)} - \rho_c^{(a)})(\hat{\rho}_d^{(a)} - \rho_d^{(a)})}$, $c, d = \overline{0, M_1 - 1}$, получим

$$\overline{\hat{g}_j^{(a)}\hat{g}_k^{(b)}} = g_j^{(a)}g_k^{(b)} + \sum_{c,\,d=0}^{M_1-1} \frac{\partial g_j^{(a)}}{\partial \rho_c^{(a)}} M_{cd}^{(ab)} \frac{\partial g_k^{(b)}}{\partial \rho_d^{(b)}}, \tag{2}$$

где $M_{cd}^{(ab)} = \overline{(\hat{\rho}_c^{(a)} - \rho_c^{(a)})(\hat{\rho}_d^{(b)} - \rho_d^{(b)})}$ – «смешанный» ковариационный момент оценок $\{\hat{\rho}_s^{(a)}\}$, причем $M_{cd}^{(ab)} = 0{,}5(M_{c,\,d1}^{(a)} + M_{c1,\,d}^{(b)})$ при $|a-b| < m$ и $M_{cd}^{(ab)} = 0$ при $|a-b| \ge m$ ($c1, d1$ – индексы c, d «приведенные» к соответствующим периодам b, a) $g_j^{(a)} = g_j(\{\rho_s^{(a)}\})$.

Ковариационная матрица $\mathbf{M}_a = \| M_{cd}^{(a)} \|$ оценок $\{\hat{\rho}_s^{(a)}\}$ определяется путем обращения соответствующей информационной матрицы Фишера $\mathbf{K}_a$ [10, 11] (т. е. $\mathbf{M}_a = \mathbf{K}_a^{-1}$), которая в свою очередь может быть определена с помощью функции правдоподобия $L_n(\{\hat{\rho}_s^{(a)}\})$.

Тогда при гауссовской статистике входных данных, описываемых «скользящей» корреляционной матрицей $\mathbf{R}_a$, элементы матрицы Фишера $\mathbf{K}_a$ определяются в виде

$$\mathbf{K}_{cd}^{(a)} = \frac{n}{\det^2 \mathbf{R}_a}\left(\frac{\partial \det \mathbf{R}_a}{\partial \rho_c}\cdot\frac{\partial \det \mathbf{R}_a}{\partial \rho_d} - \det \mathbf{R}_a \cdot \frac{\partial^2 \det \mathbf{R}_a}{\partial \rho_c \partial \rho_d}\right), \tag{3}$$

где n – объем обучающей выборки, определяемый числом независимых отсчетов, усредняемых при вычислении оценок параметров помехи [7]; $\mathbf{R}_a$ – «скользящая» корреляционная матрица помехи, соответствующая a-му периоду; det – детерминант матрицы.

Усреднение косинуса в выражении (1) с учетом M_2-мерного нормального закона распределения оценок $\{\hat{\psi}_c^{(a)}\}$ с векторами средних $\{\psi_c^{(a)}\}$ и элементами ковариационных матриц $F_{cd}^{(a)} = \overline{(\hat{\psi}_c^{(a)} - \psi_c^{(a)})(\hat{\psi}_d^{(a)} - \psi_d^{(a)})}$, $c, d = \overline{0, M_2 - 1}$. Дает

$$\overline{\cos\left[\sum_{c=a-j}^{a-1}(\hat{\psi}_c - \theta_c) - \sum_{c=b-k}^{b-1}(\hat{\psi}_c - \theta_c)\right]} =$$

$$= \overline{\cos\left[\sum_{c=0}^{j-1}(\hat{\psi}_c^{(a)} - \theta_c^{(a)}) - \sum_{c=0}^{k-1}(\hat{\psi}_c^{(b)} - \theta_c^{(b)})\right]} =$$

$$= \cos\{(\psi_{\min} - \theta_{\min})[(t_a - t_{a-j}) - (t_b - t_{b-k})]/T_{\min}\} \times$$

$$\times \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\sum_{c,\,d=0}^{j-1} F_{cd}^{(a)} - \sum_{c=0}^{j-1}\sum_{d=0}^{k-1} F_{cd}^{(ab)} + \sum_{c,\,d=0}^{k-1} F_{cd}^{(b)}\right)\right], \tag{4}$$

где $\theta_{\min} = 2\pi f_{с(п)} T_{\min}$ – набег фазы сигнала (помехи) за минимальный период повторения; $F_{cd}^{(ab)} = \overline{(\hat{\psi}_c^{(a)} - \psi_c^{(a)})(\hat{\psi}_d^{(b)} - \psi_d^{(b)})}$ – «смешанный» ковариационный момент оценок $\{\hat{\psi}_c^{(a)}\}$, причем $F_{cd}^{(ab)} = 0{,}5(F_{c,\,d1}^{(a)} + F_{c1,\,d}^{(b)})$ при $|a-b| < m$ и $F_{cd}^{(ab)} = 0$ при $|a-b| \geq m$; $c1, d1$ – это индексы c, d «приведенные» к соответствующим периодам b, a.

Ковариационная матрица $\mathbf{F}_a = \| F_{cd}^{(a)} \|$ оценок $\{\hat{\psi}_c^{(a)}\}$ также определяется путем обращения соответствующей информационной матрицы Фишера $\mathbf{J}_a$ (т. е. $\mathbf{F}_a = \mathbf{J}_a^{-1}$), причем сама матрица Фишера, свою очередь, может быть определена с помощью функции правдоподобия $L_n(\{\hat{\psi}_c^{(a)}\})$ [10, 11]. Тогда при гауссовской статистике входных данных, описываемых корреляционной матрицей $\mathbf{R}_a$, элементы матрицы Фишера $\mathbf{J}_a$ определяются в виде

$$J_{cd}^{(a)} = J_{dc}^{(a)} = -2n\sum_{r=0}^{c}\sum_{s=d+1}^{m} R_{rs}^{(a)*} W_{rs}^{(a)}, \; c \leq d, \tag{5}$$

где $R_{rs}^{(a)} = R(a-r, a-s)$, $r, s = \overline{0, m}$ – элементы корреляционной матрицы сигнала (помехи) $\mathbf{R}_a$, соответствующей a-му периоду; $W_{rs}^{(a)}$ – элементы матрицы $\mathbf{W}_a = \| W_{rs}^{(a)} \| = \mathbf{R}_a^{-1}$.

После использования выражений (2), (4) с учетом соответственно соотношений (3), (5) формула (1) для элементов усредненной матрицы $\overline{\hat{\mathbf{A}}}$ принимает вид

$$\overline{\hat{A}_{ab}} = \sum_{j,\,k=0}^{m}\left\{R_{a-j,\,b-k}\left(g_j^{(a)} g_k^{(b)} + \sum_{c,\,d=0}^{M_1-1}\frac{\partial g_j^{(a)}}{\partial \rho_c^{(a)}} M_{cd}^{(ab)} \frac{\partial g_k^{(b)}}{\partial \rho_d^{(b)}}\right)\times\right.$$

$$\times \cos\{(\psi_{\min} - \theta_{\min})[(t_a - t_{a-j}) - (t_b - t_{b-k})]/T_{\min}\} \times$$

$$\left.\times \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\sum_{c,\,d=0}^{j-1} F_{cd}^{(a)} - \sum_{c=0}^{j-1}\sum_{d=0}^{k-1} F_{cd}^{(ab)} + \sum_{c,\,d=0}^{k-1} F_{cd}^{(b)}\right)\right]\right\}. \tag{6}$$

Анализ характеристик обнаружения

Система комбинированной обработки осуществляет некогерентное накопление остатков режектирования, что приводит к решающей статистике

$$v = \mathbf{V}^{*\mathrm{т}}\mathbf{V} \geq v_0, \tag{7}$$

где $\mathbf{V}$ – $(N-m)$ -мерный вектор выходных отсчетов АРФ, описываемый усредненной матрицей $\hat{\mathbf{A}} = \mathbf{A}$, v_0 – пороговый уровень обнаружения.

Для определения вероятностных характеристик системы обнаружения необходимо найти распределение решающей статистики v. С этой целью будем использовать универсальную методику анализа на основе метода характеристических функций [11, 12].

Характеристическая функция величины v определяется следующим образом:

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

где $P(\mathbf{V})$ – совместная плотность вероятности $(N-m)$ -мерного вектора $\mathbf{V}$;

$$P(\mathbf{V}) = (2\pi)^{-(N-m)}(\det \mathbf{B})\exp\left(-\frac{1}{2}\mathbf{V}^{*\mathrm{т}}\mathbf{B}\mathbf{V}\right); \; \mathbf{B}$$

– матрица, обратная усредненной матрице $\mathbf{A}$ вектора $\mathbf{V}$; $\mathbf{dV} = \mathrm{d}V_1 \mathrm{d}V_2 \ldots \mathrm{d}V_{N-m}$.

Используя плотность вероятности $P(\mathbf{V})$ и величину v из алгоритма (7), находим

$$\Theta_v(\mathrm{i}t) = (2\pi)^{-(N-m)} \det \mathbf{B} \int_{-\infty}^{\infty} \ldots \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left[-\frac{1}{2}\mathbf{V}^{*\mathrm{т}}(\mathbf{B} - 2\,\mathrm{i}\,t\,\mathbf{I})\mathbf{V}\right]\mathbf{dV},$$

где $\mathbf{I}$ – единичная матрица.

Учитывая формулы из [11, т. 1]

$$\int_{-\infty}^{\infty} \ldots \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2}\mathbf{V}^{*\mathrm{т}}\mathbf{Q}\mathbf{V}\right)\mathbf{dV} = (2\pi)^{N-m}/\det \mathbf{Q},$$

$$\det \mathbf{B} = (\det \mathbf{A})^{-1} \;\text{ и }\; \mathbf{AB} = \mathbf{I},$$

окончательно получаем

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

Искомая плотность вероятности статистики v находится с помощью преобразования Фурье данной характеристической функции:

$$p(v) = \frac{1}{2\pi}\int_{-\infty}^{\infty}\Theta_v(\mathrm{i}t)\exp(-\mathrm{i}tv)\mathrm{d}t = \frac{1}{2\pi}\int_{-\infty}^{\infty}\frac{\exp(-\mathrm{i}tv)}{\det(\mathbf{I}-2\mathrm{i}t\mathbf{A})}\mathrm{d}t\,. \quad (8)$$

С целью приведения определителя $\det(\mathbf{I}-2\mathrm{i}t\mathbf{A})$ в подынтегральном выражении к необходимому для интегрирования виду используем метод собственных значений [11, т. 2], позволяющий представить характеристическую функцию в виде

$$\Theta_v(\mathrm{i}t) = \prod_{j=1}^{N-m}(1-2\mathrm{i}t\alpha_j)^{-1}\,, \quad (9)$$

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

Интегрированием в соотношении (8) с использованием метода вычетов и с учетом выражения (9) находится плотность вероятности $p(v)$, по которой определяется искомая вероятность превышения порогового уровня v_0 статистикой v:

$$P(v \ge v_0) = \int_{v_0}^{\infty}p(v)\mathrm{d}v = \sum_{j=1}^{L}\exp\left(-\frac{v_0}{\alpha_j}\right)\prod_{\substack{k=1\\k\ne j}}^{N-m}\left(1-\frac{\alpha_k}{\alpha_j}\right)^{-1}\,, \quad (10)$$

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

Использование в выражении (10) собственных значений матрицы помехи $\mathbf{A}_{\text{п}}$ приводит к вычислению вероятности ложной тревоги F, а собственных значений матрицы суммы сигнала и помехи $\mathbf{A}_{\text{сп}} = \mathbf{A}_{\text{с}} + \mathbf{A}_{\text{п}}$ – вероятности правильного обнаружения D. Элементы матриц $\mathbf{A}_{\text{с}}$, $\mathbf{A}_{\text{п}}$ определяются выражением (6) в соответствии с исходными условиями.

Результаты расчетов и их обсуждение

Проведем расчет характеристик обнаружения системы комбинированной обработки с АРФ второго порядка ($m = 2$), весовые коэффициенты которого определяются согласно адаптивным алгоритмам работы [9]. Полагаем, что корреляционные функции сигнала и помехи аппроксимируются экспоненциальной и гауссовской кривыми соответственно, причем значение нормированной ширины спектра сигнала $\beta_{\text{с}} = \Delta f_{\text{с}}T_{\min} = 0{,}015$, а помехи – $\beta_{\text{п}} = \Delta f_{\text{п}}T_{\min} = 0{,}025$. Считаем, что закон вобуляции обрабатываемой последовательности импульсов – линейный, ядро вобуляции $p = 8$, глубина вобуляции $\mathrm{mod} = 25\%$, число импульсов в пачке $N = 16 + m = 18$ и отношение шум/помеха $\lambda \le 10^{-6}$.

На рис. 1 для различных значений объема обучающей выборки n приведены характеристики обнаружения, соответствующие доплеровскому сдвигу фазы сигнала $\varphi = 2\pi f_{\text{с}}T_{\min} = \pi$ и вероятности ложной тревоги $F = 10^{-2}$. Как видно из рис. 1, уже для $n = 8$ величиной потерь, обусловленных конечным объемом обучающей выборки, можно пренебречь, что является следствием полного использования информации, содержащейся в помеховой выборке.

Представляют интерес зависимости порогового отношения сигнал/помеха q от доплеровского сдвига фазы сигнала. Соответствующие зависимости при вероятности правильного обнаружения $D = 0{,}5$, вероятности ложной тревоги $F = 10^{-2}$, объеме обучающей выборки $n = 8$ и значениях нормированной ширины спектра помехи $\beta_{\text{п}} = 0{,}025$; $0{,}05$; $0{,}1$ показывают, что максимальный проигрыш в величине q имеет место в окрестности бывшей первой «слепой» скорости.

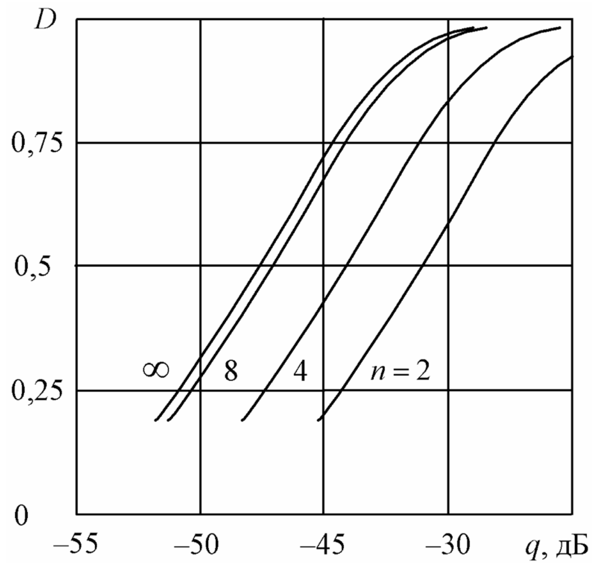

Рис. 1. Характеристики обнаружения адаптивной системы комбинированной обработки

Система с АРФ второго порядка обеспечивает выигрыши в величине порогового отношения сигнал/помеха по отношению к системе с классическим фильтром череспериодной компенсации. Из расчетов при $n = 8$ и $\beta_п = 0{,}025$ следует, что величина выигрыша практически не зависит от доплеровского сдвига фазы сигнала и составляет величину порядка 3,5...4 дБ при $\beta_п < 0{,}05$.

Заключение

Предложенный метод анализа вероятностных характеристик адаптивных систем обнаружения сигналов на фоне пассивных помех при вобуляции периода повторения включает использование асимптотических свойств оценок максимального правдоподобия неизвестных параметров помехи в зависимости от объема обучающей выборки.

Проведенное усреднение корреляционной матрицы на выходе адаптивных режекторных фильтров на основе статистического описания свойств оценок неизвестных параметров пассивной помехи приводит к аналитическому выражению для вероятностных характеристик, устанавливающему связь эффективности обнаружения сигналов с параметрами используемых оценок доплеровской фазы и коэффициентов межпериодной корреляции пассивной помехи и позволяющему выбирать объем обучающей выборки в зависимости от величины допустимых потерь в величине порогового отношения сигнал/помеха.

Анализ характеристик обнаружения адаптивных систем комбинированной обработки не требует каких-либо ограничений на закон и параметры вобуляции обрабатываемой последовательности и спектрально-корреляционные характеристики сигналов и помех.

Литература

1. Skolnik, M. I. Radar Handbook / M.I. Skolnik. – 3rd ed. – New York : McGraw-Hill, 2008. – 1352 p.

2. Richards, M. A. Principles of Modern Radar: Basic Principles / M.A. Richards, J.A. Scheer, W.A. Holm. – New York : SciTech Publishing, 2010. – 924 p.

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

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

5. Кузьмин, С З. Цифровая радиолокация. Введение в теорию / С.З. Кузьмин. – Киев : КВіЦ, 2000. – 428 с.

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

7. Попов, Д. И. Автокомпенсация доплеровской фазы многочастотных пассивных помех / Д.И. Попов // Вестник Рязанского государственного радиотехнического университета. – 2018. – № 65. – С. 32–37.

8. Попов, Д. И. Обработка неэквидистантных сигналов на фоне пассивных помех / Д.И. Попов // Вестник Рязанского государственного радиотехнического университета. – 2022. – № 80. – С. 24–31.

9. Попов, Д. И. Адаптивное режектирование неэквидистантных отсчетов пассивных помех / Д.И. Попов // Информация и Космос. – 2022. – № 2. – С. 35–40.

10. Репин, В. Г. Статистический синтез при априорной неопределенности и адаптация информационных систем / В.Г. Репин, Г.П. Тартаковский. – Москва : Советское радио, 1977. – 432 с.

11. Миддлтон, Д. Введение в статистическую теорию связи. В 2 т. / Д. Миддлтон / Пер. с англ. – Москва : Советское радио, 1961. Т. 1. – 782 с.; 1962. Т. 2. – 832 с.

12. Попов, Д. И. Адаптивная межпериодная обработка многочастотных сигналов / Д.И. Попов // Вестник Рязанского государственного радиотехнического университета. – 2018. – № 64. – С. 17–22.