

СИНТЕЗ ОПТИМАЛЬНОГО ОБНАРУЖИТЕЛЯ В МНОГОАНТЕННОЙ РАДИОМЕТРИЧЕСКОЙ СИСТЕМЕ

Введение

Радиометрические системы (РМС) применяют для решения широкого круга задач дистанционного зондирования. Особую значимость они приобретают в связи со стремлением мировой общественности использовать экологически безопасные и энергетически высокоэффективные радиотехнические системы. Анализ тенденции развития РМС показывает, что при их создании эвристическому подходу предпочитают статистический синтез алгоритмов оптимальной и квазиоптимальной обработки сигналов и разработку на их основе структурных схем систем. Статистические методы синтеза и анализа позволяют не только разработать алгоритм и структурную схему, но и достаточно полно аттестовать [1] ее на этапе проектирования. Современные достижения теории синтеза РМС [1 – 4] в большей степени развивают задачи оценки параметров сигналов. В то же время вопросам обнаружения сигналов в этих работах уделено незначительное внимание. В некоторых практических ситуациях такой подход приемлем, но существуют задачи [5, 6], в которых оценке параметров предшествует обнаружение сигналов. К числу таких относятся задачи пассивного дистанционного зондирования в метеорологии, когда перед оценкой трехмерных карт радиояркостной температуры пространственно-распределенных объектов решается задача обнаружения метеорообразований в некоторой области пересечения лучей диаграмм направленности нескольких антенн многопозиционной РМС. Соответственно этому исследование вопросов синтеза оптимальных обнаружителей является актуальным направлением исследований.

В [7] решена задача синтеза и анализа оптимального обнаружителя с использованием двухантенной РМС. В продолжение исследований [7] в статье решается задача статистического синтеза оптимального обнаружителя с использованием многоантенной РМС.

Геометрия задачи

Пусть задана многоантенная система, показанная на рис. 1. Здесь O'_1, O'_2, \dots, O'_N – фазовые центры отдельных антенн, O' – фазовый центр системы, R_{\min} и R_{\max} – минимальная и максимальная дальности, которые измеряются системой, R_0 – дальность до объекта (дальности R_0 , R_{\min} и R_{\max} измеряются от фазового центра системы O'), dS – элементарная площадь области D , образованной пересечением N лучей диаграмм направленности всех антенн, $\vec{\vartheta}_0$ – вектор направляющих косинусов, характеризующих направление на площадку dS . Система управления антеннами (СУА) обеспечивает синхронное перемещение лучей диаграмм направленности антенн ($\vec{\vartheta}_{01}, \dots, \vec{\vartheta}_{0N}$) вдоль направления, заданного вектором $\vec{\vartheta}_0$.

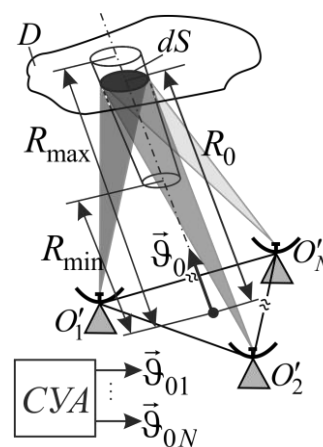


Рис. 1. Геометрия задачи

Подстановка задачи и уравнения наблюдения

По сигналам на выходах N антенн, наблюдаемым на фоне аддитивных гауссовских шумов, требуется принять решение о наличии (гипотеза H_1) или отсутствии (гипотеза H_0)

сигнала, излученного элементом dS пространственно-протяженного объекта, который может находиться в диапазоне дальностей $[R_{\min}; R_{\max}]$. При этом полагается, что главные лепестки всех диаграмм направленности антенн ориентированы под разными углами так, чтобы их оси пересекались в центре искомого элемента dS . Поиск этого элемента по дальности осуществляется вдоль линии, соединяющей фазовый центр интерферометра O' с точкой пересечения осей главных лепестков диаграмм направленности, которые, в свою очередь, при пересечениях на разных дальностях образуют форму усеченного конуса (см. рис. 1).

Уравнения наблюдения, описывающие сигналы на выходах линейных частей приемников (ЛЧП), запишем в виде

$$u_i(t) = \varepsilon s(t - \tau_{1i}) + (1 - \varepsilon)s_i(t) + n_i(t) + n_{r,i}(t), \quad i = 1..N, \quad (1)$$

ε – коэффициент, характеризующий наличие корреляции между наблюдениями $u_i(t)$ и $u_j(t)$, $i, j = 1..N$, $i \neq j$ ($\varepsilon = 1$, если все антенны направлены на один и тот же элемент dS , а $\varepsilon = 0$, если антенны направлены на разные элементы), $s(t)$ – полезный сигнал, принимаемый всеми антеннами от элемента dS , $s_i(t)$ – сигнал, принимаемый i -й антенной, $n_i(t)$ – внутренний шум в i -м канале, $n_{r,i}(t)$ – регулирующий шум в i -м канале. Предполагается, что спектральная плотность мощности (СПМ) регулирующего шума много меньше СПМ полезного сигнала и внутренних шумов. При синтезе оптимальных методов эти шумы выполняют роль статистических регуляризаторов решений интегральных уравнений [3].

В (1) τ_{1i} – время запаздывания сигнала, принятого первой антенной, относительно сигнала, принятого второй антенной. Предполагаем, что система ориентирована так, что все антенны наблюдают объект под одинаковыми направлениями (выполняется для правильной геометрии антенных систем, реализующих перемещения зоны обзора вдоль нормали, проведенной к фазовому центру антенной системы). Тогда можно принять $\tau_{1i} = 0$.

Полагается также, что полезные сигналы и внутренние шумы на входах приемных каналов – это белые взаимно независимые гауссовские процессы с нулевым средним (т.е. $\langle n_i(t_1) n_j(t_2) \rangle = \langle n_i(t_1) s(t_2) \rangle = \langle s_1(t_1) s_2(t_2) \rangle = 0$ ($i \neq j$), где $\langle \cdot \rangle$ – знак статистического усреднения). Учитывая, что рабочая полоса частот РМС ограничена, то шумы как и сигналы в (1) будут коррелированными.

Для упрощения решения задачи и без существенной потери общности будем считать, что СПМ сигналов $s(t)$ и $s_i(t)$ одинаковы, т.е. $N_{0s} = N_{0s,i}$. Аналогичные предположения вводим и для СПМ внутренних шумов $0,5N_{0i} = 0,5N_0$.

Решение задачи

Оптимальный метод принятия решений найдем из следующего правила [8]

$$\frac{p(\vec{u} | 1)}{p(\vec{u} | 0)} \underset{<}{>} \frac{P_0}{P_1}, \quad (2)$$

где P_0 и P_1 – вероятности отсутствия ($\varepsilon = 0$) и присутствия ($\varepsilon = 1$) элемента dS пространственно-протяженного объекта, $p(\vec{u} | 0)$ и $p(\vec{u} | 1)$ – условные плотности вероятности наблюдений $\vec{u}(t) = \|u_1(t) \dots u_N(t)\|^T$ при условиях отсутствия ($\varepsilon = 0$) и наличия ($\varepsilon = 1$) элемента dS пространственно-протяженного объекта, « T » – знак транспонирования.

В (2) $p(\vec{u} | 0)$, $p(\vec{u} | 1)$ – функции правдоподобия, которые для коррелированных гауссовых случайных процессов запишем в виде [1]

$$p(\bar{u} | \varepsilon) = k(\varepsilon) \exp \left[-\frac{1}{2} \int_0^T \int_0^T \bar{u}^T(t_1) \underline{W}(t_1, t_2, \varepsilon) \bar{u}(t_2) dt_1 dt_2 \right], \quad (3)$$

где $\underline{W}(t_1, t_2, \varepsilon)$ – матрица, обратная матрице корреляционных функций, определяемая из интегрально-матричного уравнения обращения

$$\int_0^T \underline{R}(t_1, t_2, \varepsilon) \underline{W}(t_2, t_3, \varepsilon) dt_2 = \underline{I} \delta(t_1 - t_3), \quad (4)$$

где $\underline{R}(t_1, t_2, \varepsilon)$ – матрица корреляционных функций, \underline{I} – единичная матрица (здесь и далее чертой снизу обозначены матрицы), $\delta(t_1 - t_3)$ – дельта-функция.

Найдем элементы матрицы $\underline{R}(t_1, t_2, \varepsilon)$ в следующем виде:

$$R_{ii}(t_1 - t_2, 0) = \langle u_i(t_1, 0) u_i(t_2, 0) \rangle = 0, 5k_B \left[(T_s^\circ + T_n^\circ) R_h(\tau) + T_r^\circ \delta(\tau) \right], \quad (5)$$

$$R_{ij}(t_1 - t_2, 0) = \langle u_i(t_1, 0) u_j(t_2, 0) \rangle = 0, \quad i \neq j,$$

$$R_{ii}(t_1 - t_2, 1) = \langle u_i(t_1, 1) u_i(t_2, 1) \rangle = 0, 5k_B \left[(T_s^\circ + T_n^\circ) R_h(\tau) + T_r^\circ \delta(\tau) \right], \quad (6)$$

$$R_{ij}(t_1 - t_2 + \tau_{ij}, 1) = \langle u_i(t_1, 1) u_j(t_2 - \tau_{ij}, 1) \rangle = 0, 5k_B T_s^\circ R_h(\tau + \tau_{ij}),$$

где $R_h(\tau) = R_h(t_1 - t_2) = \int_{-\infty}^{\infty} h(t_1 - \tau') h(t_2 - \tau') d\tau'$ – автокорреляционная функция импульсной характеристики входного тракта, $h(t) = (2\pi)^{-1} \int_{-\infty}^{\infty} \dot{K}(j\omega) e^{j\omega t} d\omega$ – импульсная характеристика, связанная с частотной характеристикой $\dot{K}(j\omega)$ посредством преобразования Фурье (полагается, что ЛПЧ имеют идентичные частотные характеристики $\dot{K}(j\omega)$), k_B – постоянная Больцмана, T_s° – яркостная температура источника, T_n° и T_r° – шумовые температуры приемных устройств.

Используя (3), запишем (2) в таком виде

$$\frac{p(\bar{u} | 1)}{p(\bar{u} | 0)} = \frac{k_1}{k_0} \exp \left[\frac{1}{2} \int_0^T \int_0^T \bar{u}^T(t_1) \underline{W}(t_1, t_2, 0) \bar{u}(t_2) dt_1 dt_2 - \frac{1}{2} \int_0^T \int_0^T \bar{u}^T(t_1) \underline{W}(t_1, t_2, 1) \bar{u}(t_2) dt_1 dt_2 \right] \geq \frac{P_0}{P_1}. \quad (7)$$

Решение (7) во временной области получить не удастся, поэтому, полагая процессы стационарными, перепишем (7) в спектральной области

$$\frac{p(\bar{u} | 1)}{p(\bar{u} | 0)} = \frac{k_1}{k_0} \exp \left[\frac{1}{4\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \vec{U}^+(j\omega) \underline{G}_W(\omega, 0) \vec{U}(j\omega) d\omega - \frac{1}{4\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \vec{U}^+(j\omega) \underline{G}_W(\omega, 1) \vec{U}(j\omega) d\omega \right] \geq \frac{P_0}{P_1}, \quad (8)$$

где $\vec{U}(j\omega) = \left\| \dot{U}_1(j\omega) \quad \dots \quad \dot{U}_N(j\omega) \right\|^T$, $\vec{U}^+(j\omega) = \left[\vec{U}^*(j\omega) \right]^T = \left\| \dot{U}_1^*(j\omega) \quad \dots \quad \dot{U}_N^*(j\omega) \right\|$,

$\dot{U}_i(j\omega) = F \{ u_{iT}(t) \} = \int_{-\infty}^{\infty} u_{iT}(t) e^{-j\omega t} dt = \int_0^T u_i(t) e^{-j\omega t} dt$, $i = 1..N$ – образ Фурье усеченной интервалом $(0, T)$ реализации случайного процесса $u(t)$, $\underline{G}_W(j\omega, \varepsilon) = \underline{G}^{-1}(j\omega, \varepsilon)$, $\underline{G}(j\omega, \varepsilon)$ – матрица СПМ наблюдений, «*» – символ комплексного сопряжения, «+» – знак эрмитового сопряжения (знак совместного комплексного сопряжения и транспонирования), $F\{\cdot\}$ – оператор прямого преобразования Фурье функции, стоящей под знаком аргумента, $\omega = 2\pi f$.

В соответствии с теоремой Винера – Хинчина найдем элементы матриц СПМ в виде

$$G_{ij}(\omega, 0) = \begin{cases} G_{\Sigma}(\omega, 0), & i = j, \\ 0, & i \neq j, \end{cases} \quad G_{ij}(\omega, 1) = \begin{cases} G_{\Sigma}(\omega, 1), & i = j, \\ G_s(\omega), & i \neq j, \end{cases} \quad (9)$$

где $G_{i\Sigma}(\omega, \varepsilon) = G_{\Sigma}(\omega) = G_s(\omega) + G_n(\omega) + G_r(\omega)$, $G_s(\omega) = F\{0, 5N_{0s}R_h(\tau)\} = 0, 5k_B T_s^{\circ} |\dot{K}(j\omega)|^2$,
 $G_n(\omega) = F\{0, 5N_{0n}R_h(\tau)\} = 0, 5k_B T_n^{\circ} |\dot{K}(j\omega)|^2$, $G_r(\omega) = F\{0, 5N_{0r}\delta(\tau)\} = 0, 5k_B T_r^{\circ}$, $i, j = 1..N$.

Найдем элементы матриц, обратных матрицам СПМ:

$$G_{ij}^{-1}(\omega, 0) = \begin{cases} G_{\Sigma}^{-1}, & i = j, \\ 0, & i \neq j, \end{cases} \quad G_{ij}^{-1}(\omega, 1) = \begin{cases} \alpha, & i = j, \\ -\beta, & i \neq j, \end{cases} \quad (10)$$

где $\alpha = \Delta_{N-1}/\Delta_N$, $\beta = A_N/\Delta_N$, $\Delta_N = |\underline{G}| = (G_{\Sigma} - G_s)^{N-1} [G_{\Sigma} + (N-1)G_s]$ – определитель матрицы СПМ $\underline{G}(\omega, 1)$, $A_N = G_s(G_{\Sigma} - G_s)^{N-2}$ – недиагональный коэффициент присоединенной матрицы $adj[\underline{G}(\omega, 1)]$.

Подставив (10) в (8), получим

$$\frac{p(\bar{u} | 1)}{p(\bar{u} | 0)} = \frac{k_1}{k_0} \frac{\exp \left[\frac{1}{4\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \beta \sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N (\dot{U}_i^* \dot{U}_j + \dot{U}_i \dot{U}_j^*) d\omega \right]}{\exp \left\{ \frac{1}{4\pi} \int_{-\infty}^{\infty} (\alpha - G_{\Sigma}^{-1}) \sum_{i=1}^N |\dot{U}_i|^2 d\omega \right\}} \underset{< P_1}{> P_0}. \quad (11)$$

Из анализа отношения правдоподобия (11) следует, что оно является монотонно возрастающей функцией переменной $\frac{1}{4\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \beta \sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N (\dot{U}_i^* \dot{U}_j + \dot{U}_i \dot{U}_j^*) d\omega$. Поэтому решение (11) можно

представить в виде

$$Y_N = \frac{1}{4\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \beta \sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N (\dot{U}_i^* \dot{U}_j + \dot{U}_i \dot{U}_j^*) d\omega \gtrsim Y_0, \quad (12)$$

где Y_0 – пороговое значение, которое найдем согласно критерию Неймана – Пирсона.

Множитель β в (11) представим в виде

$$\beta = \frac{A_N(\omega)}{\Delta_N(\omega)} = W_0 |\dot{K}_H(j\omega)|^2 |W(\omega)|^2 = W_0 |\dot{K}_W(j\omega)|^2, \quad (13)$$

где $W_0 = 2N_{0s}K_0^{-2} [(N \cdot N_{0s} + N_{0n})N_{0n}]^{-1}$, $|W(\omega)| = \left[|\dot{K}_H(j\omega)|^4 + W_1 |\dot{K}_H(j\omega)|^2 + W_2 \right]^{-0,5}$ – нормированная амплитудно-частотная характеристика (АЧХ) декоррелирующего фильтра, $W_1 = K_0^{-2} (N \cdot N_{0s} + 2N_{0n})N_{0r} [(N \cdot N_{0s} + N_{0n})N_{0n}]^{-1}$, $W_2 = K_0^{-4} N_{0r}^2 [(N \cdot N_{0s} + N_{0n})N_{0n}]^{-1}$, $|\dot{K}_H(j\omega)| = |\dot{K}(j\omega)|/K_0$ – нормированная АЧХ согласованного фильтра.

Используя (13) и переходя во временную область, получим оптимальный метод обнаружения пространственно-протяженных объектов в виде

$$Z_{NW} = \sum_{\substack{i,j=1 \\ i < j}}^N \int_0^T u_{iW}(t)u_{jW}(t)dt \geq Z_0, \quad (14)$$

где $Z_0 = Y_0/W_0$, $u_{iW}(t) = F^{-1}\{\dot{U}_{iW}(j\omega)\} = F^{-1}\{\dot{K}_W(j\omega)U_i(j\omega)\}$, $i = 1..N$.

Структурная схема, соответствующая полученному методу обработки сигналов, показана на рис. 2. Здесь A_i ($i = 1..N$) – антенны в системе, $БУ_i$ ($i = 1..N$) – блок управления направлением антенны A_i , $СУА$ – система управления антеннами, \times – умножитель, $\int dt$ – интегратор, Σ – сумматор, $ПУ$ – пороговое устройство.

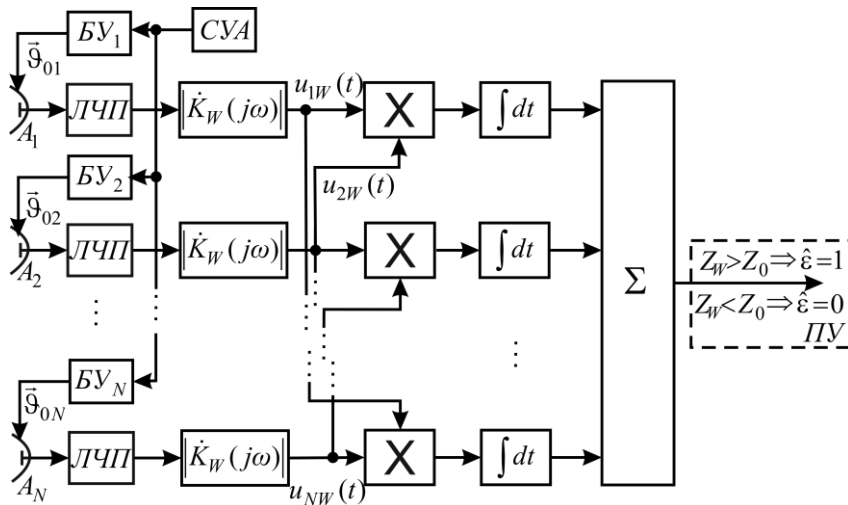


Рис. 2. Структурная схема многоантенного оптимального обнаружителя

Качественные показатели оптимального обнаружения

Рассмотрим условные плотности распределения вероятностей

$$p(Z_{NW} | \varepsilon) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{Z_{NW}(\bar{u}|\varepsilon)}} \exp\left\{-\frac{[Z_{NW}(\bar{u} | \varepsilon) - \langle Z_{NW}(\bar{u} | \varepsilon) \rangle]^2}{2\sigma_{Z_{NW}(\bar{u}|\varepsilon)}^2}\right\}, \quad (15)$$

где $\langle Z_{NW}(\bar{u} | \varepsilon) \rangle$, $\sigma_{Z_{NW}(\bar{u}|\varepsilon)}^2 = D[Z_{NW}(\bar{u} | \varepsilon)] = \langle Z_{NW}^2(\bar{u} | \varepsilon) \rangle - [\langle Z_{NW}(\bar{u} | \varepsilon) \rangle]^2$ – математическое ожидание и дисперсия выходного эффекта $Z_{NW}(\bar{u} | \varepsilon)$.

Для наглядного пояснения дальнейших исследований перейдем от случайных величин Z_{NW} к нормированным величинам $\eta_N = Z_{NW}/T\Delta F_p K_0^2 k_B$. Эти величины, очевидно, также гауссовы, со следующими математическими ожиданиями и дисперсиями:

$$\langle \eta_N(\bar{u} | 0) \rangle = 0, \quad (16)$$

$$\langle \eta_N(\bar{u} | 1) \rangle = 0,5N(N-1)T_s^\circ, \quad (17)$$

$$\sigma_{\eta_N(\bar{u}|0)}^2 = 0,25N(N-1) \left[K_0^2(T_s^\circ + T_n^\circ) + T_r^\circ \right] \left[K_0^2(T_s^\circ + T_n^\circ)\Delta F_p + T_r^\circ S_W \right] T^{-1} \Delta F_p^{-2} K_0^{-4}, \quad (18)$$

$$\sigma_{\eta_N(\bar{u}|1)}^2 = 0,25N(N-1) \left[K_0^2(2T_s^\circ + T_n^\circ) + T_r^\circ \right] \left[K_0^2(T_s^\circ + T_n^\circ)\Delta F_p + T_r^\circ S_W \right] T^{-1} \Delta F_p^{-2} K_0^{-4}. \quad (19)$$

Соответственно законы распределения (15) примут вид

$$p(\eta_N | 0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\eta_N(\bar{u}|0)}} \exp \left[-\frac{1}{2} \frac{\eta_N^2}{\sigma_{\eta_N(\bar{u}|0)}^2} \right], \quad (20)$$

$$p(\eta_N | 1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\eta_N(\bar{u}|1)}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \frac{\left[\eta_N - 0,5N(N-1)T_s^\circ \right]^2}{\sigma_{\eta_N(\bar{u}|1)}^2} \right\}. \quad (21)$$

Плотности вероятностей распределения (20) и (21) показаны на рис. 3. Приведем исследование влияния количества антенн на качество обнаружения. Рассмотрим плотности вероятностей распределения (рис. 4) для РМС с 2–4 антеннами в случае решения метеорологических задач: $T_s^\circ = 260K$, $T_n^\circ = 300K$, $M = 10^2$.

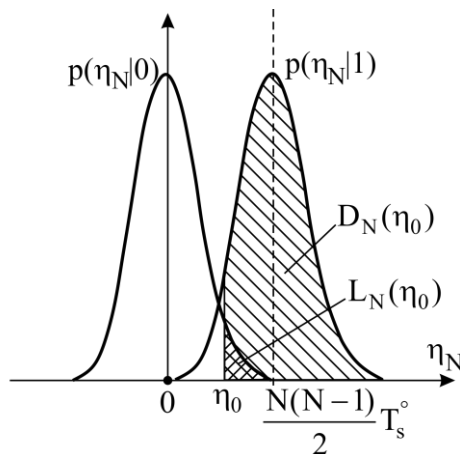


Рис. 3. Условные законы распределения вероятностей достаточных статистик η_N

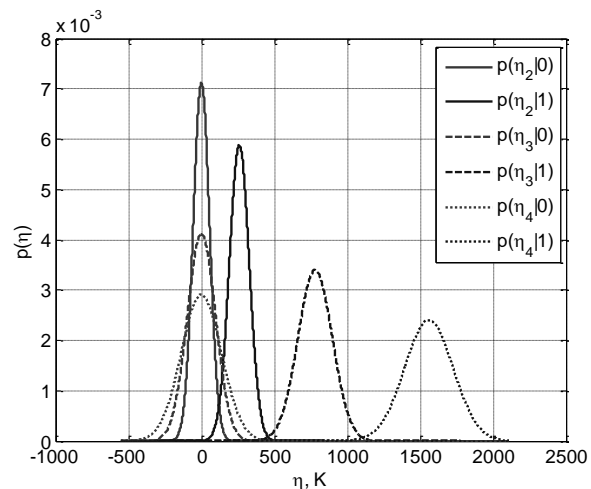


Рис. 4. Плотности вероятностей распределения достаточных статистик η для различного количества антенн

Из анализа рис. 4 следует, что при увеличении антенн в системе от 2 до 4 плотности $p(\eta_N | 1)$ и $p(\eta_N | 0)$ отделяются друг от друга. Это следует из анализа выражений (16) – (19). С увеличением количества антенн N среднеквадратические отклонения величин $\eta_N(\bar{u} | \varepsilon)$ увеличиваются в $\sqrt{0,5N(N-1)}$ раз, математическое ожидание $\langle \eta_N(\bar{u} | 1) \rangle$ – в $0,5N(N-1)$ раз, а математическое ожидание $\langle \eta_N(\bar{u} | 0) \rangle$ – не изменяется и всегда равно нулю. Т.е. плотности $p(\eta_N | 1)$ и $p(\eta_N | 0)$ расширяются более медленно, чем изменяется расстояние между ними. Таким образом, при увеличении количества антенн плотности $p(\eta_N | 1)$ и $p(\eta_N | 0)$ становятся весьма узкими по сравнению с расстоянием между ними и легко различимыми. Как результат качество обнаружения повышается.

Качество обнаружения оценим вероятностями правильного обнаружения и ложной тревоги

$$L(\eta_0) = 1 - F \left(\frac{\eta_0}{\sigma_{\eta(u|0)}} \right) = \frac{1}{2} \left[1 - \Phi \left(\frac{\eta_0}{\sigma_{\eta(u|0)}} \right) \right], \quad (22)$$

$$D(\eta_0) = F \left[\mu_{\mathcal{E}} - \frac{\eta_0}{\sigma_{\eta(u|l)}} \right] = \frac{1}{2} \left[1 - \Phi \left(\frac{\eta_0}{\sigma_{\eta(u|l)}} - \mu_{\mathcal{E}} \right) \right], \quad (23)$$

где $F(y) = (2\pi)^{-0,5} \int_{-\infty}^y e^{-0,5x^2} dx$ – интегральная функция распределения случайной величины x с единичной дисперсией, $\Phi(y) = 2(2\pi)^{-0,5} \int_0^y e^{-0,5x^2} dx$ – функция Лапласа,

$$\mu_{\mathcal{E}(N)} = \frac{\sqrt{0,5N(N-1)T_s^\circ \sqrt{T} \Delta F_p K_0^2}}{\sqrt{0,5 \left[K_0^2 (2T_s^\circ + T_n^\circ) + T_r^\circ \right] \left[K_0^2 (T_s^\circ + T_n^\circ) \Delta F_p + T_r^\circ S_W \right]}} \quad (24)$$

– аналог отношения сигнал/шум,

$$2\Delta F_p = 1/2\pi \int_{-\infty}^{\infty} |\dot{K}_p(j\omega)|^2 d\omega \quad (25)$$

– полоса пропускания результирующего фильтра с АЧХ $|\dot{K}_p(j\omega)| = |\dot{K}_H(j\omega)| |\dot{K}_W(j\omega)|$,

$$2S_W = 1/2\pi \int_{-\infty}^{\infty} |\dot{K}_W(j\omega)|^2 d\omega \quad (26)$$

– эффективная площадь, занимаемая $|\dot{K}_W(j\omega)|$.

Предполагается, что СПМ регуляризирующей добавки значительно меньше СПМ полезного сигнала $N_{0r} \ll N_{0s}$ и внутреннего шума радиометра $N_{0r} \ll N_{0n}$. Перепишем дисперсии (18), (19) и отношение сигнал/шум (24) в следующем виде:

$$\sigma_{\eta_N}^2(\bar{u}|0) \approx 0,5N(N-1)(T_s^\circ + T_n^\circ)^2 M^{-1}, \quad (27)$$

$$\sigma_{\eta_N}^2(\bar{u}|1) \approx 0,5N(N-1)(2T_s^\circ + T_n^\circ)(T_s^\circ + T_n^\circ) M^{-1}, \quad (28)$$

$$\mu_{\mathcal{E}(N)} \approx \mu \sqrt{0,5N(N-1)} \sqrt{M}, \quad (29)$$

где $\mu = T_s^\circ / \sqrt{(2T_s^\circ + T_n^\circ)(T_s^\circ + T_n^\circ)}$, $M = 2T\Delta F_p$ – количество независимых отсчетов.

В соответствии с полученными выражениями для вероятности ложной тревоги и вероятности правильного обнаружения построим график зависимости вероятности ложной тревоги $L_N(\eta_0)$ от порога η_0 (рис. 5) и кривые обнаружения (рис. 6) для значений $T_s^\circ = 260K$, $T_n^\circ = 300K$, $M = 10^3$, $N = 2$.

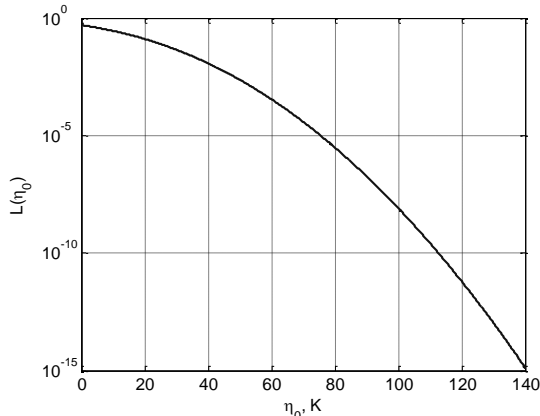


Рис. 5. Зависимость вероятности ложной тревоги от порога

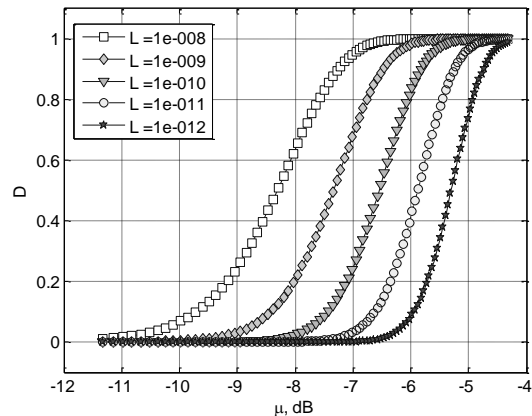


Рис. 6. Кривые обнаружения

Из полученных выражений для вероятности ложной тревоги (см. (22)) и вероятности правильного обнаружения (см. (23)) следует методика практического определения качественных показателей обнаружения. Пусть заданы параметры системы M и для каждого заданного значения вероятности ложной тревоги $L_N(\eta_0)$ требуется найти значение порога η_0 (графическим методом по предварительно построенному графику $L_N(\eta_0)$ (рис. 5)). Для различных значений вероятности ложной тревоги построим кривые обнаружения как показано на рис. 6. Затем по заданному значению соотношения сигнал/шум $\mu_{Э(N)}$, найденному по величине M , определим вероятность правильного обнаружения.

Выводы

Синтезирован и исследован метод оптимального обнаружения пространственно-протяженного объекта в заданном диапазоне дальностей с помощью многоантенной системы. На основе полученного метода разработана структурная схема многоантенного оптимального обнаружителя. Увеличение количества каналов повышает отношение сигнал/шум и качество обнаружения. Найдены выражения для вероятностей ложной тревоги и правильного обнаружения, в соответствии с которыми построены графики зависимости вероятности ложной тревоги от порога и кривые обнаружения.

Список литературы: 1. *Волосюк, В. К.* Статистическая теория радиотехнических систем дистанционного зондирования и радиолокации: монография / В. К. Волосюк, В. Ф. Кравченко ; под ред. В. Ф. Кравченко. – М. : Физматлит, 2008. – 704 с. 2. *Волосюк В. К.* Статистическая теория сверхширокополосных радиометрических устройств и систем / В. К. Волосюк, В. Ф. Кравченко, Б. Г. Кутуза, В. В. Павликов, В. И. Пустовойт // Физические основы приборостроения. – 2014. – Т. 3, № 3. – С. 5–64. 3. *Современные* методы оптимальной обработки пространственно-временных сигналов в активных, пассивных и комбинированных активно-пассивных радиотехнических системах / В. К. Волосюк, Ю. В. Гуляев, В. Ф. Кравченко, Б. Г. Кутуза, В. В. Павликов, В. И. Пустовойт // Радиотехника и электроника. – 2014. – Т. 59, № 2. – С. 109–131. 4. *Развитие* теории и методов оптимальной обработки пространственно-временных сигналов в активных, пассивных и комбинированных активно-пассивных РТС радиолокации и дистанционного зондирования с использованием новых весовых и WA-систем функций Кравченко / В. К. Волосюк, Ю. В. Гуляев, В. Ф. Кравченко, Б. Г. Кутуза, В. В. Павликов, В. И. Пустовойт // Тр. Рос. науч.-техн. о-ва радиотехники, электроники и связи им. А. С. Попова. Серия: Цифровая обработка сигналов и ее применение. DSPA-2013. Вып. 15., Москва, Россия, 2013. – Т. 1. – С. 3–9. 5. *Волосюк В. К.* Алгоритм обработки сверхширокополосных пространственно-временных радиометрических сигналов для оптимального оценивания дальности до участка пространственно-протяженного объекта / В. К. Волосюк, В. В. Павликов, Ву Та Кьонг // Физические основы приборостроения. – 2015. – Т. 4, № 1. – С. 42–55. 6. *Optimal algorithm for 3D imaging of spatially extended object* / V. K. Volosyuk, V. V. Pavlikov, Vu Ta Cuong, O. M. Tymoshchuk // Proceedings of 2015 X Anniversary International Conference on Antenna Theory and Techniques (ICATT). – Kharkiv, 2015. – P. 182–184. 7. *Ву Та Кьонг.* Оптимальное обнаружение в заданной зоне обзора пространственно-протяженного источника радиотеплового излучения / Ву Та Кьонг, Е. Н. Тимошук // Прикладная радиоэлектроника: науч.-техн. журнал. – 2015. – Т. 14, № 2. 8. *Фалькович, С. Е.* Основы статистической теории радиотехнических систем: учеб. пособие / С. Е. Фалькович, П. Ю. Костенко. – Харьков : ХАИ, 2005. – 390 с.

*Национальный аэрокосмический университет
им. Н.Е. Жуковского "ХАИ"*

Поступила в редколлегию 11.06.2015