

ОПТИМАЛЬНОЕ ОБНАРУЖЕНИЕ В ЗАДАННОЙ ЗОНЕ ОБЗОРА ПРОСТРАНСТВЕННО-ПРОТЯЖЕННОГО ИСТОЧНИКА РАДИОТЕПЛОВОГО ИЗЛУЧЕНИЯ

ВУ ТА КЫОНГ, Е. Н. ТИМОЩУК

Синтезировано и исследовано оптимальное обнаружение в заданной зоне обзора пространственно-протяженного источника радиотеплового излучения. Согласно методу обработки сигналов разработана структурная схема оптимального обнаружителя. Исследованы показатели качества обнаружения.

Ключевые слова: оптимальный обнаружитель, пространственно-протяженный объект, качество обнаружения, двухэлементный радиометр.

ВВЕДЕНИЕ

Обнаружение сигнала – одна из важнейших задач статистического синтеза активных и пассивных радиотехнических систем, в результате решения которой принимается гипотеза присутствия или отсутствия сигнала на входе приемного устройства. В отличие от задач обнаружения сигналов в активной радиолокации, в задачах обнаружения сигналов в пассивной радиолокации отсутствуют сведения о форме сигнала. При этом решение задачи оптимального обнаружения сигнала на фоне белого гауссовского шума сводится [1–5] к вычислению взаимной корреляционной функции наблюдений различных каналов и сравнению его с порогом. При аналоговой обработке сигналов корреляционная функция шумов на выходе приемного устройства [5] пропорциональна корреляционной функции импульсной характеристики входного тракта. Поэтому практический интерес представляет решение задачи оптимального обнаружения радиометрических сигналов в предположении, что они наблюдаются в аддитивной смеси с коррелированными шумами.

Цель статьи – статистический синтез и анализ оптимального обнаружения в заданной зоне обзора пространственно-протяженного источника радиотеплового излучения, разработка на его основе структурной схемы двухантенной системы.

1. ГЕОМЕТРИЯ ЗАДАЧИ

Геометрия задачи при использовании двухантенной системы показана на рис. 1. Здесь O'_1 и O'_2 – фазовые центры первой и второй 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 , $\vec{\vartheta}_0$ – вектор направляющих косинусов, характеризующих направление, в котором пересекаются лучи диаграмм направленности обеих антенн. Предполагается, что системы управления антеннами обеспечивают синхронное перемещение лучей диаграмм

направленности вдоль направления, заданного вектором $\vec{\vartheta}_0$.

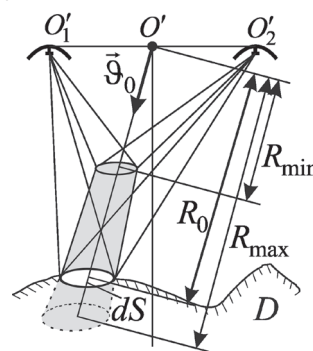


Рис. 1. Геометрия задачи

2. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ И УРАВНЕНИЯ НАБЛЮДЕНИЯ

По сигналам на выходах двух антенн, наблюдаемым в аддитивной смеси с гауссовскими шумами, 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 $[R_{\min}; R_{\max}]$. Предполагается, что главные лепестки обеих диаграмм направленности антенн ориентированы под разными углами так, что их оси пересекаются в центре искомого элемента dS . Условная линия, вдоль которой решается задача обнаружения сигналов от элемента dS , соединяет фазовый центр интерферометра O' с точкой пересечения осей главных лепестков диаграмм направленности. Область, образуемая пересечением диаграмм направленности на разных дальностях, имеет форму усеченного конуса (см. рис. 1).

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

$$\begin{aligned} u_1(t) &= \varepsilon s(t) + (1 - \varepsilon) s_1(t) + n_1(t) + n_{r1}(t), \\ u_2(t) &= \varepsilon s(t - \tau_{12}) + (1 - \varepsilon) s_2(t) + n_2(t) + n_{r2}(t), \end{aligned} \quad (1)$$

где ε – коэффициент, характеризующий наличие или отсутствие элемента dS в области пересечения главных лучей диаграмм направленности антенн ($\varepsilon = 1$ – если обе антенны на-

правлены на один и тот же элемент dS , $\varepsilon=0$ – если антенны направлены на разные элементы пространственно-протяженного источника), $s(t)$ – полезный сигнал, принимаемый каждой антенной от элемента dS , $s_1(t)$ и $s_2(t)$ – сигналы, принимаемые первой и второй антеннами от разных элементов области D , $n_1(t)$ и $n_2(t)$ – внутренние шумы в первом и втором канале, $n_{r1}(t)$ и $n_{r2}(t)$ – регулирующие шумы [6], мощность которых много меньше мощностей полезного сигнала и внутренних шумов. При синтезе оптимальных алгоритмов эти шумы выполняют роль статистических регуляризаторов решений интегральных уравнений.

В (1) τ_{12} – время запаздывания сигнала, принятого первой антенной, относительно сигнала, принятого второй антенной. Предполагаем, что система ориентирована так, чтобы первая и вторая антенны всегда наблюдают объект под одинаковыми направлениями (см. рис. 1). При этом можно принять $\tau_{12} = 0$.

Полагается, что сигналы и внутренние шумы на входах приемных каналов – это белые взаимно независимые гауссовские процессы с нулевым средним (т.е.

$$\langle n_i(t_1) n_j(t_2) \rangle = \langle n_i(t_1) s(t_2) \rangle = \langle s_1(t_1) s_2(t_2) \rangle = 0 \quad (i \neq j),$$

где $\langle \cdot \rangle$ – знак статистического усреднения).

Для упрощения и без существенной потери общности решения задачи будем считать, что спектральные плотности мощности (СПМ) сигналов $s(t)$, $s_1(t)$ и $s_2(t)$ одинаковы, т.е. $N_{0s} = N_{0s1} = N_{0s2}$. Аналогичные предположения вводим и для СПМ внутренних шумов $0,5N_{0i}$ и СПМ регулирующего шума в разных каналах $0,5N_{0r,i}$. Яркостная температура источника T_s° и шумовые температуры приемных устройств T_n° , T_r° связаны с СПМ известными соотношениями

$$N_{0s} = k_B T_s^\circ, N_{0i} = N_{0n} = k_B T_n^\circ, N_{0r,i} = N_{0r} = k_B T_r^\circ, \quad (2)$$

где k_B – постоянная Больцмана.

3. РЕШЕНИЕ ЗАДАЧИ

Оптимальный алгоритм принятия решений найдем согласно следующему правилу [2]:

$$\begin{aligned} \varepsilon = 1, & \quad P_1 p(\mathbf{u}|1) > P_0 p(\mathbf{u}|0), \\ \varepsilon = 0, & \quad P_0 p(\mathbf{u}|0) > P_1 p(\mathbf{u}|1), \end{aligned} \quad (3)$$

или

$$\frac{p(\mathbf{u}|1) > P_0}{p(\mathbf{u}|0) < P_1}, \quad (4)$$

где P_0 и P_1 – вероятности отсутствия ($\varepsilon=0$) и присутствия ($\varepsilon=1$) элемента dS пространственно-протяженного объекта, $p(\mathbf{u}|0)$ и $p(\mathbf{u}|1)$ – условные плотности вероятности (функции правдоподобия) наблюдений $\mathbf{u} = \|u_1(t) \ u_2(t)\|^T$ при условиях отсутствия ($\varepsilon=0$) и наличия ($\varepsilon=1$) элемента dS пространственно-протяженного объекта, « T » – знак транспонирования.

В (3) $p(\mathbf{u}|0)$ и $p(\mathbf{u}|1)$ для коррелированных гауссовых случайных процессов имеют вид [6]

$$p(\mathbf{u}|\varepsilon) = k(\varepsilon) \exp \left[-\frac{1}{2} \int_0^T \int_0^T \mathbf{u}^T(t_1) \mathbf{W}(t_1, t_2, \varepsilon) \mathbf{u}(t_2) dt_1 dt_2 \right], \quad (5)$$

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

$$\int_0^T \mathbf{R}(t_1, t_2, \varepsilon) \mathbf{W}(t_2, t_3, \varepsilon) dt_2 = \mathbf{I} \delta(t_1 - t_3), \quad (6)$$

где $\mathbf{R}(t_1, t_2, \varepsilon)$ – матрица корреляционных функций (КМ), \mathbf{I} – единичная матрица, $\delta(t_1 - t_3)$ – дельта-функция.

Можно показать, что элементы этой КМ равны

$$\begin{aligned} R_{11}(t_1 - t_2, 0) &= \langle u_1(t_1, 0) u_1(t_2, 0) \rangle = \\ &= 0,5k_B \left[(T_s^\circ + T_n^\circ) R_h(\tau) + T_r^\circ \delta(\tau) \right], \\ R_{12}(t_1 - t_2, 0) &= \langle u_1(t_1, 0) u_2(t_2, 0) \rangle = 0, \\ R_{21}(t_1 - t_2, 0) &= \langle u_2(t_1, 0) u_1(t_2, 0) \rangle = 0, \\ R_{22}(t_1 - t_2, 0) &= \langle u_2(t_1, 0) u_2(t_2, 0) \rangle = \\ &= 0,5k_B \left[(T_s^\circ + T_n^\circ) R_h(\tau) + T_r^\circ \delta(\tau) \right], \\ R_{11}(t_1 - t_2, 1) &= \langle u_1(t_1, 1) u_1(t_2, 1) \rangle = \\ &= 0,5k_B \left[(T_s^\circ + T_n^\circ) R_h(\tau) + T_r^\circ \delta(\tau) \right], \\ R_{12}(t_1 - t_2 + \tau_{12}, 1) &= \\ &= \langle u_1(t_1, 1) u_2(t_2 - \tau_{12}, 1) \rangle = 0,5k_B T_s^\circ R_h(\tau + \tau_{12}), \\ R_{21}(t_1 - t_2 - \tau_{12}, 1) &= \\ &= \langle u_2(t_1, 1) u_1(t_2 + \tau_{12}, 1) \rangle = 0,5k_B T_s^\circ R_h(\tau - \tau_{12}), \\ R_{22}(t_1 - t_2, 1) &= \langle u_2(t_1, 1) u_2(t_2, 1) \rangle = \\ &= 0,5k_B \left[(T_s^\circ + T_n^\circ) R_h(\tau) + T_r^\circ \delta(\tau) \right], \end{aligned} \quad (7)$$

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.

Используя (4), перепишем (5) в виде:

$$\frac{p(\mathbf{u}|1)}{p(\mathbf{u}|0)} = \frac{k_1 \exp \left[\frac{1}{2} \int_0^T \int_0^T \mathbf{u}^T(t_1) \mathbf{W}(t_1, t_2, 0) \mathbf{u}(t_2) dt_1 dt_2 - \right]}{k_0 \exp \left[-\frac{1}{2} \int_0^T \int_0^T \mathbf{u}^T(t_1) \mathbf{W}(t_1, t_2, 1) \mathbf{u}(t_2) dt_1 dt_2 \right]} > \frac{P_0}{P_1}. \quad (9)$$

Полагая, что $u_1(t)$ и $u_2(t)$ – стационарные случайные процессы, найдем вид (9) в спектральной области

$$\frac{k_1 \exp \left[\frac{1}{4\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \dot{\mathbf{u}}^+(j\omega) \mathbf{G}_W(\omega, 0) \dot{\mathbf{u}}(j\omega) d\omega - \right]}{k_0 \exp \left[-\frac{1}{4\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \dot{\mathbf{u}}^+(j\omega) \mathbf{G}_W(\omega, 1) \dot{\mathbf{u}}(j\omega) d\omega \right]} > \frac{P_0}{P_1}, \quad (10)$$

где $\dot{\mathbf{u}}(j\omega) = \|\dot{U}_1(j\omega) \ \dot{U}_2(j\omega)\|^T$, $\dot{\mathbf{u}}^+(j\omega) = [\dot{\mathbf{u}}^*(j\omega)]^T$, $\dot{U}_i(j\omega) = F\{u_{iT}(t)\}$ – образ Фурье усеченной интервалом $(0, T)$ реализации случайного процесса $u(t)$, $\mathbf{G}_W(\omega, \varepsilon) = \mathbf{G}^{-1}(\omega, \varepsilon)$, $\mathbf{G}(\omega, \varepsilon)$ – матрица СПМ

наблюдений, «*» – символ комплексного сопряжения, «+» – эрмитово сопряжение, $F\{\cdot\}$ – оператор прямого преобразования Фурье функции, стоящей под знаком аргумента, $\omega = 2\pi f$.

В соответствии с теоремой Винера-Хинчина найдем матрицы СПМ в виде

$$\mathbf{G}(\omega, 0) = \begin{bmatrix} G_{1\Sigma}(\omega, 0) & 0 \\ 0 & G_{2\Sigma}(\omega, 0) \end{bmatrix}, \quad (11)$$

$$\mathbf{G}(\omega, 1) = \begin{bmatrix} G_{1\Sigma}(\omega, 1) & G_s(\omega) \\ G_s(\omega) & G_{2\Sigma}(\omega, 1) \end{bmatrix}, \quad (12)$$

где $G_{i\Sigma}(\omega, \varepsilon) = G_{\Sigma}(\omega) = G_s(\omega) + G_n(\omega) + G_r(\omega)$, $i = 1, 2$,

$$G_s(\omega) = F\{0,5N_{0s}R_h(\tau)\} = 0,5k_B T_s^\circ |\dot{K}(j\omega)|^2,$$

$$G_n(\omega) = F\{0,5N_{0n}R_h(\tau)\} = 0,5k_B T_n^\circ |\dot{K}(j\omega)|^2,$$

$$G_r(\omega) = F\{0,5N_{0r}\delta(\tau)\} = 0,5k_B T_r^\circ.$$

Здесь $\dot{K}(j\omega)$ – частотная характеристика ЛЧП.

Из (11) и (12) следует, что

$$\mathbf{G}^{-1}(\omega, 0) = \begin{bmatrix} G_{\Sigma}^{-1} & 0 \\ 0 & G_{\Sigma}^{-1} \end{bmatrix}, \quad (13)$$

$$\mathbf{G}^{-1}(\omega, 1) = \frac{1}{G_{\Sigma}^2 - G_s^2} \begin{bmatrix} G_{\Sigma} & -G_s \\ -G_s & G_{\Sigma} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha & -\beta \\ -\beta & \alpha \end{bmatrix}, \quad (14)$$

где $G_{\Sigma} = G_{\Sigma}(\omega)$, $\alpha = G_{\Sigma}(G_{\Sigma}^2 - G_s^2)^{-1}$, $\beta = G_s(G_{\Sigma}^2 - G_s^2)^{-1}$.

Подставив (13) и (14) в (10), получим

$$\frac{k_1}{k_0} \frac{\exp\left[\frac{1}{4\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \beta(\dot{U}_1^* \dot{U}_2 + \dot{U}_1 \dot{U}_2^*) d\omega\right]}{\exp\left\{\frac{1}{4\pi} \int_{-\infty}^{\infty} (\alpha - G_s^{-1})(|\dot{U}_1|^2 + |\dot{U}_2|^2) d\omega\right\}} > \frac{P_0}{P_1}. \quad (15)$$

Из анализа отношения правдоподобия (15) следует, что оно является монотонно возрастающей функцией переменной $\frac{1}{4\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \beta(\dot{U}_1^* \dot{U}_2 + \dot{U}_1 \dot{U}_2^*) d\omega$.

Поэтому решение (15) можно представить в виде

$$Y = \frac{1}{4\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \beta(\dot{U}_1^* \dot{U}_2 + \dot{U}_1 \dot{U}_2^*) d\omega >_{<} Y_0, \quad (16)$$

где Y_0 – пороговое значение.

Множитель β в (15) представим в виде

$$\beta = W_0 |\dot{K}_H(j\omega)|^2 |W(\omega)|^2 = W_0 |\dot{K}_W(j\omega)|^2, \quad (17)$$

где

$$W_0 = 2N_{0s} K_0^{-2} [(2N_{0s} + N_{0n}) N_{0n}]^{-1}, \quad (18)$$

$$|W(\omega)| = \frac{1}{\sqrt{|\dot{K}_H(j\omega)|^4 + W_1 |\dot{K}_H(j\omega)|^2 + W_2}} \quad (19)$$

– нормированная амплитудно-частотная характеристика (АЧХ) декоррелирующего фильтра,

$$|\dot{K}_H(j\omega)| = |\dot{K}(j\omega)| / K_0 \quad (20)$$

– нормированная АЧХ согласованного фильтра,

$$W_1 = 2(N_{0s} + N_{0n}) N_{0r} K_0^{-2} [(2N_{0s} + N_{0n}) N_{0n}]^{-1}, \quad (21)$$

$$W_2 = N_{0r}^2 K_0^{-4} [(2N_{0s} + N_{0n}) N_{0n}]^{-1}.$$

Подставив (17)–(21) в (16) и переходя во временную область преобразованием Фурье, получим оптимальный алгоритм обнаружения пространственно-протяженных объектов в виде

$$Z_W = \int_0^T u_{1W}(t) u_{2W}(t) dt >_{<} Z_0, \quad (22)$$

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

Структурная схема, соответствующая полученному алгоритму, показана на рис. 2. Здесь A_i ($i = 1..2$) – антенны в системе, $БУ_i$ – блок управления направлением антенны A_i , \times – умножитель, $\int dt$ – интегратор, ПУ – пороговое устройство.

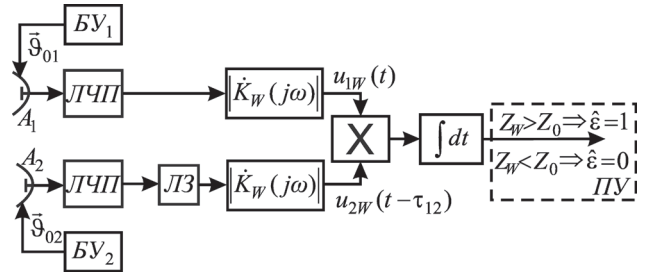


Рис. 2. Структурная схема оптимального обнаружителя пространственно-протяженных объектов

Принцип работы схемы следующий. Направлениями антенн управляют блоки управления $БУ_1$ и $БУ_2$. Сигналы с выхода ЛЧП обоих каналов проходят декоррелирующие фильтры с частотными характеристиками $\dot{K}_W(j\omega)$ и поступают на блок умножения. После этого сигналы подаются на интегратор, на выходе которого формируется взаимная корреляционная функция Z_W . В ПУ значение Z_W сравнивается с порогом для установления факта наличия или отсутствия объекта в заданной зоне обзора.

Алгоритм (22) и схема (см. рис. 2) могут применяться перед решением задачи оценивания дальности до участка пространственно-протяженного объекта [7–9] с целью исключения ложных тревог.

4. КАЧЕСТВЕННЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ ОПТИМАЛЬНОГО ОБНАРУЖЕНИЯ

Качество обнаружения оценим вероятностями правильного обнаружения $D(Z_0) = \int_{Z_0}^{\infty} p(Z|1) dZ$ и ложной тревоги $L(Z_0) = \int_{Z_0}^{\infty} p(Z|0) dZ$. Обычно время интегрирования произведения случайных процессов $u_{1W}(t)$ и $u_{2W}(t)$ в (22) значительно превышает ширину их корреляционной функции, т.е., интегрируется большое число некоррелированных отсчетов. В силу центральной предельной теоремы Ляпунова случайная величина Z_W распределена по нормальному закону. Рассмотрим условные плотности распределения вероятностей

$$p(Z_W | \varepsilon) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{Z_W(u|\varepsilon)}}} \exp\left\{-\frac{[Z_W(u|\varepsilon) - \langle Z_W(u|\varepsilon) \rangle]^2}{2\sigma_{Z_W(u|\varepsilon)}^2}\right\}, \quad (23)$$

где $\langle Z_W(\mathbf{u}|\varepsilon) \rangle$, $\sigma_{Z_W(\mathbf{u}|\varepsilon)}^2$ – математическое ожидание и дисперсия выходного эффекта $Z_W(\mathbf{u}|\varepsilon)$.

Преобразуем (23) к классическому представлению гауссовского закона распределения. Для этого перейдем от случайных величин Z_W к величинам $\eta = Z_W / T\Delta F_p K_0^2 k_B$ и перепишем (23) в следующем виде:

$$p(\eta|0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\eta(\mathbf{u}|0)}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{\eta^2}{\sigma_{\eta(\mathbf{u}|0)}^2}\right), \quad (24)$$

$$p(\eta|1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\eta(\mathbf{u}|1)}} \exp\left[-\frac{1}{2} \frac{(\eta - T_s^\circ)^2}{\sigma_{\eta(\mathbf{u}|1)}^2}\right]. \quad (25)$$

Плотности вероятностей распределения (24) и (25) показаны на рис. 3.

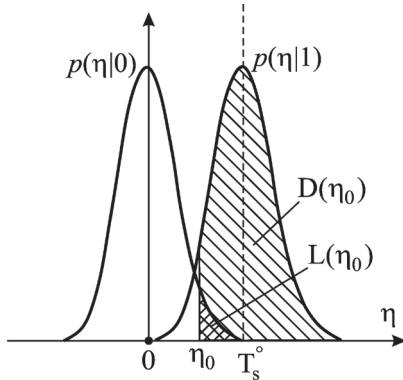


Рис. 3. Условные законы распределения вероятностей достаточных статистик η

Рассмотрим вероятности попадания случайной величины η в области, находящиеся под кривыми $p(\eta|1)$, $p(\eta|0)$ правее и левее порога η_0 . Часто величину порога выбирают из условия заданной вероятности ложной тревоги.

Вероятности ложной тревоги и правильного обнаружения запишем в следующем виде:

$$L(\eta_0) = 1 - F\left(\frac{\eta_0}{\sigma_{\eta(\mathbf{u}|0)}}\right) = \frac{1}{2} \left[1 - \Phi\left(\frac{\eta_0}{\sigma_{\eta(\mathbf{u}|0)}}\right) \right], \quad (26)$$

$$D(\eta_0) = F\left[\mu_\varepsilon - \frac{\eta_0}{\sigma_{\eta(\mathbf{u}|1)}}\right] = \frac{1}{2} \left[1 - \Phi\left(\frac{\eta_0}{\sigma_{\eta(\mathbf{u}|1)}} - \mu_\varepsilon\right) \right], \quad (27)$$

где

$$F(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^y \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) dx \quad (28)$$

– интегральная функция распределения случайной величины x с единичной дисперсией $\sigma_x^2 = 1$,

$$\Phi(y) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^y \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) dx \quad (29)$$

– функция Лапласа,

$$\mu_\varepsilon = \frac{T_s^\circ \sqrt{T} \Delta F_p K_0^2}{\sqrt{0,5 [K_0^2 (2T_s^\circ + T_n^\circ) + T_r] [K_0^2 (T_s^\circ + T_n^\circ) \Delta F_p + T_r S_W]}} \quad (30)$$

– аналог отношения сигнал/шум,

$$2\Delta F_p = 1/2\pi \int_{-\infty}^{\infty} |\dot{K}_p(j\omega)|^2 d\omega \quad (31)$$

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

$$2S_W = 1/2\pi \int_{-\infty}^{\infty} |\dot{K}_W(j\omega)|^2 d\omega \quad (32)$$

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

СПМ регуляризирующей добавки значительно меньше СПМ полезного сигнала ($N_{0r} \ll N_{0s}$) и внутреннего шума радиометра ($N_{0r} \ll N_{0n}$). Это предположение упрощает выражения для дисперсии и отношения сигнал/шум (30)

$$\sigma_{\eta(\mathbf{u}|0)}^2 \approx \frac{0,5(T_s^\circ + T_n^\circ)^2}{T\Delta F_p} = \frac{(T_s^\circ + T_n^\circ)^2}{M}, \quad (33)$$

$$\sigma_{\eta(\mathbf{u}|1)}^2 \approx \frac{0,5(2T_s^\circ + T_n^\circ)(T_s^\circ + T_n^\circ)}{T\Delta F_p} = \frac{(2T_s^\circ + T_n^\circ)(T_s^\circ + T_n^\circ)}{M}, \quad (34)$$

$$\mu_\varepsilon \approx \sqrt{M} \frac{T_s^\circ}{\sqrt{(2T_s^\circ + T_n^\circ)(T_s^\circ + T_n^\circ)}}, \quad (35)$$

где $M = 2T\Delta F_p$ – количество независимых отсчетов. В практических ситуациях число M может составлять сотни тысяч и миллионы.

На рис. 4 показаны кривые обнаружения, полученные по (22), (23) при $T_s^\circ = 300K$, $T_n^\circ = 300K$, $M = 5 \cdot 10^6$.

Из полученных выражений для вероятности ложной тревоги (см. (26)) и вероятности правильного обнаружения (см. (27)) вытекает следующая методика практического определения качественных показателей обнаружения. Пусть заданы параметры системы M , для каждого заданного значения вероятности ложной тревоги $L(\eta_0)$ требуется найти соответствующее значение соотношения сигнал/шум μ_ε . Для этого по M и $L(\eta_0)$ вычисляем требуемое значение порога η_0 . Для различных значений вероятности ложной тревоги строим кривые обнаружения (см. рис. 4). Затем по заданному значению вероятности правильного обнаружения определяется требуемое значение соотношения сигнал/шум μ_ε .

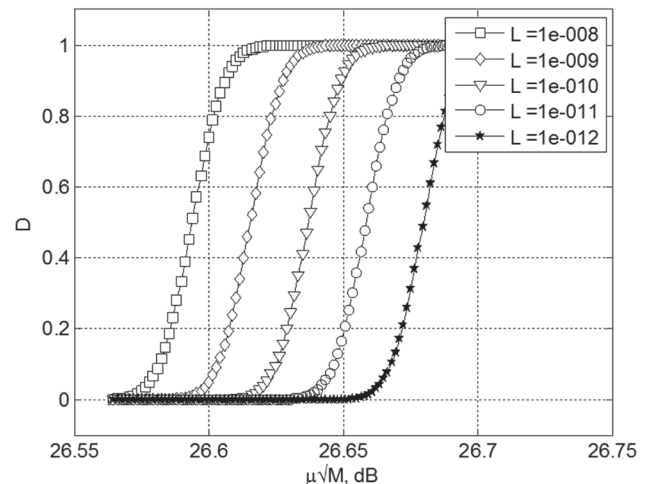


Рис. 4. Кривые обнаружения

ВЫВОДЫ

Синтезирован и исследован оптимальный обнаружитель участка пространственно-протяженного объекта в диапазоне дальностей $[R_{\min}; R_{\max}]$. Разработана двухканальная структурная схема обнаружителя. Каждый канал содержит декоррелирующий фильтр, через который проходит сигнал, поступающий далее на вычислитель взаимной корреляционной функции. Эти фильтры увеличивают отношение сигнал/шум и повышают качество обнаружения. Исследованы качественные показатели оптимального обнаружения и получены вероятностные и энергетические характеристики обнаружения. Построены кривые обнаружения для различных вероятностей ложной тревоги.

Полученные результаты будут использованы для исключения ложных тревог при решении задачи оценки дальности до участка пространственно-протяженного объекта с помощью многоканальных радиометрических систем [7–9].

Благодарности

Авторы благодарны рецензенту за конструктивные замечания и рекомендации, высказанные при рецензировании статьи, а также д-ру техн. наук, профессору В. К. Волосюку и д-ру техн. наук, с.н.с. В. В. Павликову за обсуждение результатов исследований.

Литература

- [1] Теоретические основы радиолокации : учеб. пособие / под ред. Я. Д. Ширмана. — М. : Советское радио, 1970. — 560 с.
- [2] *Фалькович, С. Е.* Основы статистической теории радиотехнических систем: учеб. пособие / С. Е. Фалькович, П. Ю. Костенко. — Харьков : ХАИ, 2005. — 390 с.
- [3] *Караваев, В. В.* Статистическая теория пассивной локации / В. В. Караваев, В. В. Сазонов. — М. : Радио и связь, 1987. — 240 с.
- [4] Пассивная радиолокация: методы обнаружения объектов / Р. П. Быстров, Г. К. Загорин, А. В. Соколов, Л. В. Федорова ; под ред. А. В. Соколова. — М. : Радиотехника, 2008. — 320 с.
- [5] *Тихонов, В. И.* Оптимальный прием сигналов / В. И. Тихонов. — М: Радио и связь, 1983. — 320 с.
- [6] *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.
- [7] Радиометрический метод рельефометрии пространственно-протяженного объекта / В. К. Волосюк, В. В. Павликов, Та Кыонг Ву, А. В. Одокиенко // Системы обработки інформації. — 2014. — Вип. 6. — С. 22–27.
- [8] *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 Кыонг // Физические основы приборостроения. — 2015. — Т. 4, № 1. — С. 42–55.

- [9] 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.

Поступила в редколлегию 05.06.2015



Ву Та Кыонг, аспирант кафедры проектирования радиоэлектронных систем летательных аппаратов Национального аэрокосмического университета им. Н.Е. Жуковского «Харьковский авиационный институт». Научные интересы: статистическая теория пассивной радиолокации.



Тимошук Елена Николаевна, исполняющая обязанности проректора по учебной работе, лицензионной и профориентационной деятельности, доцент кафедры перевозок и маркетинга Киевской государственной академии водного транспорта имени гетмана Петра Конашевича-Сагайдачного. Научные интересы: системы управления транспортными потоками водного транспорта.

УДК 621.396

Оптимальные выявлення в заданій зоні огляду просторово-протяжного джерела радіотеплового випромінювання / Ву Та Кыонг, О. М. Тимошук // Прикладна радіоелектроніка: наук.-техн. журнал. — 2015. — Том 14. — № 2. — С. 145–149.

Синтезовано і досліджено оптимальне виявлення в заданій зоні огляду просторово-протяжного джерела радіотеплового випромінювання. В ході вирішення задачі припускається, що сигнал спостерігається на тлі корельованих гауссівських шумів. Згідно з методом обробки сигналів розроблено структурну схему оптимального виявника, що містить декорелюючі фільтри, які збільшують відношення сигнал/шум і підвищують якісні характеристики виявлення.

Ключові слова: оптимальний виявник, просторово-протяжний об'єкт, якість виявлення, двоелементний радіометр.

Лл.: 4. Бібліогр.: 9 найм.

UDC 621.396

Optimal detection in scanned area of a spatially extended source of radio emission / Vu Ta Cuong, O.M. Tymoshchuk // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. — 2015. — Vol. 14. — № 2. — P. 145–149.

The optimal detection in the scanned area of a spatially extended source of radio emission is synthesized and investigated. To solve the problem, it is assumed that a signal is observed on the background of correlated Gaussian noise. In accordance with the method of signal processing a block diagram of an optimal detector is developed, which contains decorrelated filters which increase the signal-noise ratio and improve the qualitative characteristics of detection.

Keywords: optimal detector, spatially extended object, detection quality, two-element radiometer.

Fig.: 4. Ref: 9 items.