

Алгоритм стабилизации уровня ложной тревоги на фоне шума с нестационарным средним значением

В. А. Белокуров[✉], Ч. К. Нгуен

Рязанский государственный радиотехнический университет им. В. Ф. Уткина, Рязань, Россия

[✉] belokurov.v.a@rsreu.ru

Аннотация

Введение. Рассмотрен алгоритм обнаружения, который обеспечивает постоянство уровня ложной тревоги на фоне нестационарного шума, среднее значение которого меняется в пределах "скользящего" окна. В основе предлагаемого алгоритма лежит линейная аппроксимация среднего значения уровня шума в пределах "скользящего" окна с использованием метода наименьших квадратов с последующей компенсацией изменения среднего значения. Эффективность предлагаемого алгоритма проверена методом имитационного моделирования, который показывает, что в условиях работы на фоне нестационарного шума предлагаемый алгоритм уменьшает величину порогового отношения по сравнению с алгоритмом, который основан на вычислении дисперсии шума в "скользящем" окне.

Цель работы. Разработка алгоритма обнаружения, учитывающего измерение математического ожидания шума в пределах "скользящего" окна при вычислении порога обнаружения.

Материалы и методы. Для решения поставленной задачи в статье используется математический аппарат теории вероятностей и теории оценивания. Эффективность полученного алгоритма оценивается методом математического моделирования.

Результаты. Синтезирован алгоритм обнаружения, который обеспечивает постоянное значение ложной тревоги F . В предлагаемом алгоритме при работе на фоне нестационарного шума значение уровня порогового отношения сигнал-шум на 3.57 дБ меньше, чем в алгоритме, который основан на вычислении дисперсии шума путем усреднения элементов "скользящего" окна.

Заключение. В статье рассмотрен алгоритм обнаружения, обеспечивающий постоянный уровень ложной тревоги при изменении среднего значения шума в пределах "скользящего" окна. Алгоритм основан на оценке тренда шума и последующей компенсации в вычитающем устройстве.

Ключевые слова: стабилизация уровня ложной тревоги, нестационарный шум, метод наименьших квадратов, оценка тренда, нормировка случайной величины, характеристическая функция

Для цитирования: Белокуров В. А., Нгуен Ч. К. Алгоритм стабилизации уровня ложной тревоги на фоне шума с нестационарным средним значением // Изв. вузов России. Радиоэлектроника. 2025. Т. 28, № 1. С. 77–87. doi: 10.32603/1993-8985-2025-28-1-77-87

Конфликт интересов. Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Статья поступила в редакцию 30.05.2024; принята к публикации после рецензирования 08.10.2024; опубликована онлайн 28.02.2025

Algorithm for False Alarm Stabilization against the Background of Nonstationary Noise with Trend Estimation

Vladimir A. Belokurov , Trong Quang Nguyen

Ryazan State Radio Engineering University, Ryazan, Russia

 belokurov.v.a@rsreu.ru

Abstract

Introduction. A detection algorithm that ensures a constant value of the false alarm rate against the background of nonstationary noise, whose average value varies within a sliding window. The proposed algorithm is based on a linear approximation of the average noise level within a sliding window using the least squares method with subsequent compensation for changes in the average value. The effectiveness of the proposed algorithm was assessed using a simulation method. When working against the background of nonstationary noise, the proposed algorithm reduces the detection threshold compared to an algorithm based on calculating noise dispersion in a sliding window.

Aim. Development of a detection algorithm that takes into account the mathematical expectation of noise within a sliding window when calculating the detection threshold.

Materials and methods. The research was carried out using the mathematical apparatus of probability theory and estimation theory. The effectiveness of the developed algorithm was assessed by mathematical simulation.

Results. A detection algorithm that ensures a constant value of the false alarm value F when detecting a signal against the background of noise was developed. When working against the background of nonstationary noise, the algorithm provides the threshold signal-to-noise ratio of 3.57 dB lower than that provided by an algorithm based on calculating noise dispersion by averaging the elements of a sliding window.

Conclusion. This paper proposes an algorithm for stabilizing the false alarm rate based on assessing the noise trend and its subsequent compensation in the subtracting device. The algorithm ensures the constant value of the false alarm rate under changes in the average value of noise within a sliding window.

Keywords: false alarm stabilization, nonstationary noise, least squares method, trend estimation, normalized random variable, characteristic function

For citation: Belokurov B. A., Nguyen T. Q. Algorithm for False Alarm Stabilization against the Background of Nonstationary Noise with Trend Estimation. Journal of the Russian Universities. Radioelectronics. 2025, vol. 28, no. 1, pp. 77–87. doi: 10.32603/1993-8985-2025-28-1-77-87

Conflict of interest. The authors declare no conflicts of interest.

Submitted 30.05.2024; accepted 08.10.2024; published online 28.02.2025

Введение. Обнаружение сигналов цели происходит на фоне шума путем сравнения результатов накопления с порогом обнаружения. Порог обнаружения является адаптивным [1], что необходимо для поддержания постоянного уровня ложных тревог (ПУЛТ). Данное свойство является одним из основных практически для любого обнаружителя и задается в требованиях технического задания на разработку [2]. Требование ПУЛТ, предъявляемое к обнаружителю отраженных сигналов, также влияет и на дальнейшую обработку. В частности, при вычислении отношения правдоподобия трасс на этапе вторичной обработки радио-

локационной информации учитывается параметр, который называется частотой появления ложных отметок [3, 4]. Данный параметр однозначно связан с уровнем вероятности ложной тревоги, которая, в свою очередь, связана с порогом обнаружения.

Порог в алгоритме обнаружения, реализующем ПУЛТ, вычисляется для каждого элемента разрешения радиолокационной системы, в соответствии с оцененным значением дисперсии шума, на фоне которого происходит обнаружение. При этом для оценки дисперсии шума используются элементы разрешения, которые окружают исследуемый элемент разре-

шения и формируют "скользящее" окно [2, 5]. Алгоритм вычисления оценки дисперсии шума основан на знании закона распределения вероятностей (ЗРВ) отсчетов, входящих в "скользящее" окно. Данный ЗРВ вычисляется на основе знания ЗРВ отсчетов шума на входе обнаружителя и правил преобразования данных отсчетов в обнаружителе. Соответствующие правила определяются в результате статистического синтеза обнаружителя [1, 6].

В случае если флуктуации амплитуды отраженного сигнала описываются ЗРВ Рэлея, то порог обнаружения пропорционален дисперсии шума, которая умножается на константу, связанную с уровнем ложной тревоги. Данный способ формирования порога обнаружения в отечественной научной литературе называется УС-ПУЛТ [2], а в зарубежной – СА-CFAR [3]. Если обнаружение происходит на фоне нестационарного шума, эффективность УС-ПУЛТ снижается.

К настоящему времени в литературе описаны различные варианты алгоритмов обнаружения, обеспечивающих ПУЛТ. Как правило, рассматриваются:

- обнаружение сигнала, принятого от одиночного объекта на фоне стационарного шума в пределах "скользящего" окна [3];
- обнаружение сигнала, принятого от одиночного объекта на фоне стационарного шума, и наличия принятого от второго объекта сигнала в пределах "скользящего" окна [7];
- обнаружение сигнала, принятого от одиночного объекта на фоне шума, дисперсия которого в пределах "скользящего" окна меняется скачком [8];
- обнаружение сигнала принятого от одиночного объекта на фоне шума, дисперсия которого в пределах "скользящего" окна меняется скачком. Кроме того, в пределах "скользящего" окна присутствует принятый сигнал от второго объекта [9];
- формирование карты помех [10] по результатам накопления отраженных сигналов с нескольких обзоров.

В [11] рассмотрен алгоритм стабилизации уровня ложной тревоги при обнаружении на фоне шума, среднее значение которого меняется в пределах "скользящего" окна. Недостатком подхода, приведенного в [11], является необходимость априорного знания наклона прямой,

которая аппроксимирует изменение среднего значения шума. Использование аппроксимаций на основе кривых более высокого порядка в работе затруднительно.

Анализ существующих алгоритмов обнаружения, обеспечивающих ПУЛТ, показывает, что изменение среднего значения уровня шума в пределах "скользящего" окна не учитывается. Это приводит к ошибкам вычисления дисперсии шума и, как следствие, к увеличению порога обнаружения. Предлагаемый авторами алгоритм стабилизации уровня не требует априорного знания наклона прямой. Кроме того, возможна аппроксимация изменения уровня среднего значения кривыми более высокого порядка. Также предлагаемый алгоритм стабилизации уровня ложных тревог не требует предварительного формирования карты помех.

Теоретическая часть. На рис. 1 показана обобщенная схема формирования одномерного "скользящего" окна, которое используется для оценки параметров шума.

На рис. 1 введены следующие обозначения блоков: СУЛТ – блок стабилизации уровня ложной тревоги; $N_{\max}$ – максимальное число каналов обнаружения. На вход каждого блока СУЛТ поступает M отсчетов, каждый из которых представляет собой результат вычисления достаточных статистик в соответствующих каналах обнаружения. Число блоков СУЛТ равно числу каналов обнаружения $N_{\max}$. Введем следующие обозначения: $\mathbf{z}_k = \{x_i\}_{i=k-1}^{k-1+M-1}$ – массив входных отсчетов k -го блока СУЛТ.

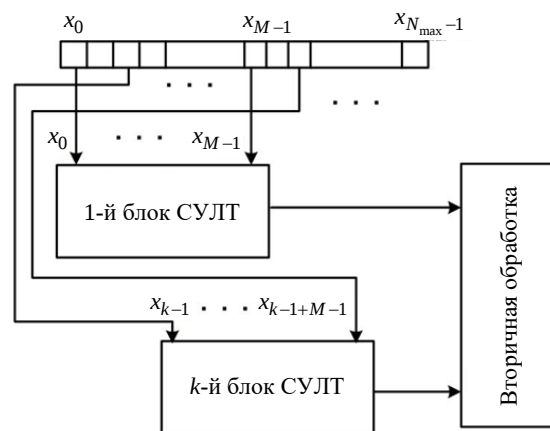


Рис. 1. Формирование "скользящего" окна

Fig. 1. Formation of a sliding window

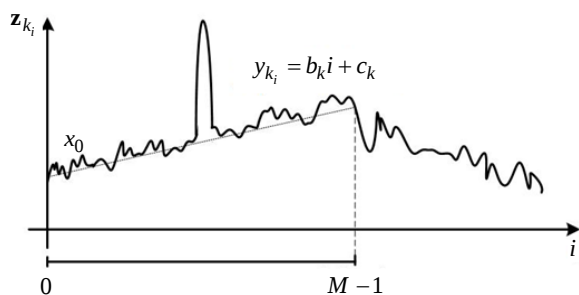


Рис. 2. Аппроксимация среднего значения шума в пределах "скользящего" окна прямой

Fig. 2. Approximation of the average noise value within the sliding window

На рис. 2 показан процесс аппроксимации среднего значения шума в k -м блоке СУЛТ.

Предположим, что среднее значение шума в пределах каждого "скользящего" окна может меняться по линейному закону:

$$y_{k_i} = b_k i + c_k, \quad (1)$$

где b_k , c_k – параметры, описывающие изменение среднего значения шума в пределах k -го блока СУЛТ; $i = 0, 1, \dots, M-1$. Данные коэффициенты вычисляются на основе метода наименьших квадратов.

На рис. 3 рассмотрена структурная схема k -го блока СУЛТ.

Представленные на рис. 3 блоки выполняют следующие функции: в блоке "Блок оценки тренда" осуществляется оценка коэффициентов линейного полинома $\hat{b}_k, \hat{c}_k$ в выражении (1) методом наименьших квадратов; в блоке "Блок вычитания" происходит вычитание линейного тренда из отсчетов "скользящего" окна; в блоке

"Блок вычисления" вычисляется оценка математического ожидания и дисперсии входных отсчетов, за исключением отсчетов, входящих в "защитный" интервал; в блоке "Блок нормировки" вычисляется нормированная случайная величина; ПУ – пороговое устройство. На рис. 3 обозначены M_z – защитный интервал; u – порог обнаружения. Отметим, что при расчете $\hat{b}_k, \hat{c}_k$ не используются отсчеты защитного интервала.

В блоке вычитания формируются следующие элементы массива $\hat{z}_k$:

$$\hat{z}_{k_i} = z_{k_i} - (\hat{b}_k i + \hat{c}_k), \quad (2)$$

где $i = 0, 1, \dots, M-1$; $\mathbf{z}_k = \{z_{k_i}\}_{i=0}^{M-1}$ – массив отсчетов на входе k -го блока СУЛТ.

Коэффициенты $\hat{b}_k, \hat{c}_k$ вычисляются согласно [12]:

$$\hat{b}_k = \sum_{i=1}^M \left(z_{k_{i-1}} \left\{ 6(2i-M-1) [M(M^2-1)]^{-1} \right\} \right), \quad (3)$$

$$\hat{c}_k = \sum_{i=1}^M \left[z_{k_{i-1}} \left\{ 2(2M+1-3i) [M(M-1)]^{-1} \right\} \right]. \quad (4)$$

С учетом (3), (4) выражение (2) можно представить в виде

$$\hat{z}_{k_i} = z_{k_i} - (\hat{b}_k i + \hat{c}_k) = z_{k_i} - e_i, \quad (5)$$

где $\mathbf{e}$ – массив с элементами $e_i = \sum_{l=1}^M \left\{ z_{k_{l-1}} \left[i \frac{6(2l-M-1)}{M(M^2-1)} + \frac{2(2M+1-3l)}{M(M-1)} \right] \right\}$.

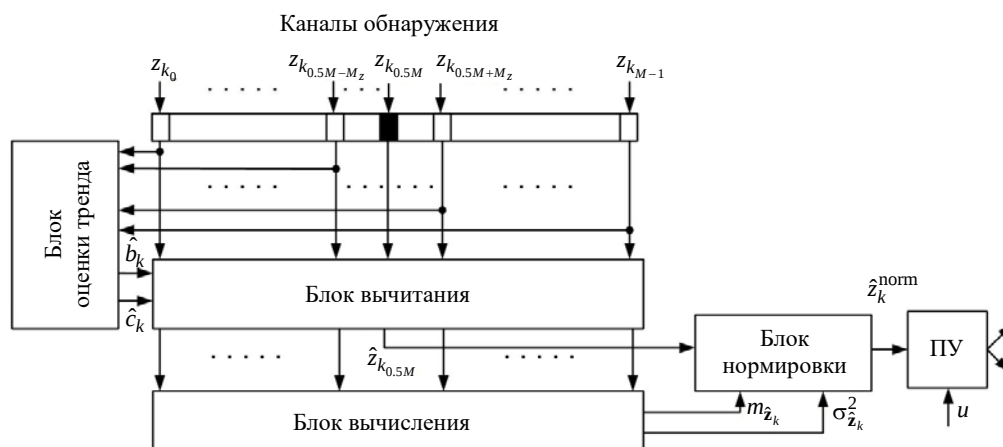


Рис. 3. Структурная схема k -го блока СУЛТ

Fig. 3. Structural diagram of the k -th block of the CFAR

Рассмотрим вывод плотности распределения вероятностей (ПРВ) случайных величин $\hat{z}_{k_i}$, определяемых (5), на выходе "Блока вычитания", представленного на рис. 3, используя понятие характеристической функции (ХФ) [13] случайной величины.

Найдем ХФ случайной величины $\gamma = z_{k_l-1} \left[i \frac{6(2l-M-1)}{M(M^2-1)} + \frac{2(2M+1-3l)}{M(M-1)} \right]$, которая представляет собой l -е слагаемое в сумме i -го элемента вектора $\mathbf{e}$.

Характеристическая функция отсчета $z_{k_{l-1}}$ имеет вид

$$\varphi_{z_{k_i}}(t) = e^{-(c+ib)} \frac{\lambda_i}{\lambda_i - jt}, \quad (6)$$

где $\lambda_i = (\sigma_{\text{ш}}^2)^{-1}$ ($\sigma_{\text{ш}}^2$ – дисперсия шума); b, c – истинные значения тренда среднего значения шума.

Обозначим:

$$\lambda_{e_{i,l}} = \frac{\lambda_l}{i \frac{6(2l-M-1)}{M(M^2-1)} + \frac{2(2M+1-3l)}{M(M-1)}}. \quad (7)$$

Тогда ХФ, которая описывает l -е слагаемое в сумме i -го элемента вектора $\mathbf{e}$, имеет вид

$$\varphi_{e_{i,l}}(t) = \frac{\lambda_{e_{i,l}}}{\lambda_{e_{i,l}} - jt}.$$

На основании одного из свойств ХФ [13], которое заключается в том, что ХФ суммы независимых случайных величин равна произведению их ХФ, а также с учетом (6) выражение для ХФ i -го элемента вектора $\mathbf{e}$ примет вид

$$\varphi_{e_i}(t) = e^{-(c+ib)} \prod_{\substack{l=1 \\ l \neq h}}^M \frac{\lambda_{e_{i,l}}}{\lambda_{e_{i,l}} - jt}, \quad (8)$$

где $h = \frac{6k(M+1)}{M(M^2-1)} - \frac{2(2M+1)}{M(M-1)} \left(\frac{12k}{M(M^2-1)} - \frac{6}{M(M-1)} \right)$ – индекс, при котором $\lambda_{e_{i,l}}$ в (7) равен нулю.

Учитывая, что в процессе обнаружения с порогом обнаружения сравнивается центральный элемент "скользящего" окна, определяем ХФ случайной величины $\hat{z}_{k_{0.5M}}$, которая с учетом (6)–(8) при гипотезе H_0 имеет вид

$$\varphi_{\hat{z}_{k_{0.5M}}|H_0}(t) = \left[\frac{(\sigma_{\text{ш}}^2)^{-1}}{(\sigma_{\text{ш}}^2)^{-1} - jt} \right] \prod_{\substack{l=1 \\ l \neq h}}^M \frac{\lambda_{e_{i,l}}}{\lambda_{e_{i,l}} + jt}. \quad (9)$$

С учетом (6)–(8) ХФ случайной величины $\hat{z}_{k_{0.5M}}$ при гипотезе H_1 имеет вид

$$\varphi_{\hat{z}_{k_{0.5M}}|H_1}(t) = \left[\frac{(\sigma_c^2 + \sigma_{\text{ш}}^2)^{-1}}{(\sigma_c^2 + \sigma_{\text{ш}}^2)^{-1} - jt} \right] \prod_{\substack{l=1 \\ l \neq h}}^M \frac{\lambda_{e_{i,l}}}{\lambda_{e_{i,l}} + jt}. \quad (10)$$

Выражения для ПРВ случайной величины $\hat{z}_{k_{0.5M}}$ при гипотезах H_0 и H_1 с учетом (9), (10) имеют вид [13]

$$p_{\hat{z}_{k_{0.5M}}}(x|H_0) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \varphi_{\hat{z}_{k_{0.5M}}|H_0}(t) \exp(-jxt) dt; \quad (11)$$

$$p_{\hat{z}_{k_{0.5M}}}(x|H_1) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \varphi_{\hat{z}_{k_{0.5M}}|H_1}(t) \exp(-jxt) dt.$$

При вычислении ПРВ в (11) используется численное интегрирование. Данные выражения используются для построения теоретических характеристик обнаружения предлагаемого алгоритма стабилизации уровня ложной тревоги.

Нахождение аналитических выражений ПРВ согласно (11) затруднительно, что связано с необходимостью подстановки в данные выражения дисперсии шума $(\sigma_{\text{ш}}^2)$. В связи с этим также затруднительно получить аналитические зависимости, которые связывают величину вероятности ложной тревоги и $\sigma_{\text{ш}}^2$. По этой причине в данной статье предлагается для обнаружения использовать нормированную случайную величину (СВ), которая определяется следующим образом:

$$\hat{z}_k^{\text{norm}} = \frac{\hat{z}_{k_{0.5M}} - m_{\hat{z}_k}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{\hat{z}_k}^2}}, \quad (12)$$

где $m_{\hat{z}_k}$ – математическое ожидание отсчетов на выходе блока вычитания (рис. 3); $\hat{\sigma}_{\hat{z}_k}^2$ – диспер-

сия отсчетов на выходе блока вычитания (рис. 3), где
которые вычисляются следующим образом:

$$m_{\hat{z}_k} = \frac{1}{M - (2M_z + 1)} \times \left(\sum_{i=0}^{0.5M-M_z} \hat{z}_{k_i} + \sum_{i=0.5M+M_z}^{M-1} \hat{z}_{k_i} \right); \quad (13)$$

$$\hat{\sigma}_{\hat{z}_k}^2 = \frac{1}{M - (2M_z + 1)} \times \left[\sum_{i=0}^{0.5M-M_z} (\hat{z}_{k_i} - m_{\hat{z}_k})^2 + \sum_{i=0.5M+M_z}^{M-1} (\hat{z}_{k_i} - m_{\hat{z}_k})^2 \right]. \quad (14)$$

Аппроксимируем ПРВ нормированного отсчета (12), вычисляемого с использованием выражений (13) и (14), рядом. Выбор полиномов ряда определим на основе критерия согласия χ^2 . В данной статье рассмотрены аппроксимации ПРВ рядами Лагерра [14], Лежандра [14] и Эджворта [15]. На первом этапе анализировался вид гистограммы распределения СВ (12). На втором этапе при аппроксимации каждым рядом вычислялась статистика критерия согласия χ^2 и сравнивалась с критическим значением. Результаты приведены в табл. 1.

Статистика критерия χ^2 минимальная при использовании аппроксимации рядом Лагерра и $\chi^2 < \chi_{кр}^2$, где $\chi_{кр}^2$ – критическое значение статистик критерия χ^2 , которое при уровне значимости 0.05 равно 19.675. Поэтому рядом Лагерра аппроксимируем плотность распределения вероятностей нормированной СВ (12):

$$p_{\hat{z}_k^{\text{norm}}}(y) = \frac{(y-a)^v e^{-(y-a)/d}}{d^{v+1}} \times \sum_{j=0}^m \delta_j L_j(v, (y-a)/d), \quad (15)$$

Табл. 1. Статистики критерия согласия χ^2

Tab. 1. Goodness of fit statistics χ^2

Аппроксимация рядом	Лагерра	Лежандра	Эджворта
Статистика критерия χ^2	2.532	3.022	9241

$$L_j(v, x) = \sum_{k=0}^j \frac{(-1)^k \Gamma(1+j+v) x^{j-k}}{\Gamma(1+j-k+v)(j-k)!k!} \quad (16)$$

– полином Лагерра степени j ($\Gamma(\cdot)$ – гамма-функция); $d = \frac{-\mu_{y,1}^2 + \mu_{y,2}}{-a + \mu_{y,1}}$ ($\mu_{y,t}$ – t -й момент случайной величины y); $v = \frac{\mu_{y,1} - a}{d} - 1$;

$$\delta_j = \sum_{k=0}^j \frac{(-1)^k j! \mu_{x,j-k}}{\Gamma(1+j-k+v)(j-k)!k!} \left(\mu_{x,t} - t\text{-й момент случайной величины } x = \frac{y-a}{c} \right).$$

Плотность распределения вероятностей нормированного отсчета $\hat{z}_k^{\text{norm}}$ имеет вид

$$p_{\hat{z}_k^{\text{norm}}}(y) = \frac{(y-a)^v e^{-(y-a)/d}}{d^{v+1}} \times \sum_{j=0}^m \left[\sum_{k=0}^j \frac{(-1)^k j! \mu_{x,j-k}}{\Gamma(1+j-k+v)(j-k)!k!} \times \sum_{k=0}^j \frac{(-1)^k \Gamma(1+j+v) x^{j-k}}{\Gamma(1+j-k+v)(j-k)!k!} \right]. \quad (17)$$

Порог обнаружения находится путем решения уравнения

$$F = \int_u^\infty p_{\hat{z}_k^{\text{norm}}}(y) dy = \int_u^\infty \frac{(y-a)^v e^{-(y-a)/d}}{d^{v+1}} \times \sum_{j=0}^m \left[\sum_{k=0}^j \frac{(-1)^k j! \mu_{x,j-k}}{\Gamma(1+j-k+v)(j-k)!k!} \times \sum_{k=0}^j \frac{(-1)^k \Gamma(1+j+v) x^{j-k}}{\Gamma(1+j-k+v)(j-k)!k!} \right] dy, \quad (18)$$

где F – вероятность ложной тревоги. Данная вероятность задается на один канал обнаружения.

Обнаружение объекта в k -м канале обнаружения осуществляется в соответствии с выражением

$$\hat{z}_k^{\text{norm}} > u. \quad (19)$$

Анализ эффективности алгоритма. Эффективность синтезированного алгоритма обнаружения, обеспечивающего ПУЛТ, при работе на

фоне нестационарного шума определяется на основе анализа порогового отношения сигнал-шум. Характеристики обнаружения вычисляются при помощи имитационного моделирования с использованием (15)–(19). Теоретический расчет и имитационное моделирование проведены при следующих параметрах системы обработки:

- $N_{\max} = 512$;
- $F_{\text{зад}} = 10^{-5}, 10^{-6}, 10^{-7}, 10^{-8}$;
- ЗРВ шума – экспоненциальный.

Для сравнения рассмотрен алгоритм обнаружения, обеспечивающий ПУЛТ и описанный в [2]:

$$x_i > \hat{\sigma}_{\text{ш}}^2 \ln \left(\sqrt{\frac{1}{F_{\text{зад}}}} \right);$$

$$\hat{\sigma}_{\text{ш}}^2 = \frac{1}{M} \sum_{i=0}^{M-1} x_i. \quad (20)$$

На первом этапе имитационного моделирования исследовано влияние "скользящего" окна M на вероятность ложной тревоги с использованием (18).

На рис. 4 представлены зависимости вероятности ложной тревоги F от размера "скользящего" окна M . Вероятность ложной тревоги равна $F = 10^{-5}$, $F = 10^{-6}$. Величина "скользящего" окна M лежит в диапазоне от 16 до 128. Шум в пределах "скользящего" окна нестационарный.

На рис. 4 сплошная линия определяет зависимость вероятности ложной тревоги от размера "скользящего" окна при заданном значении

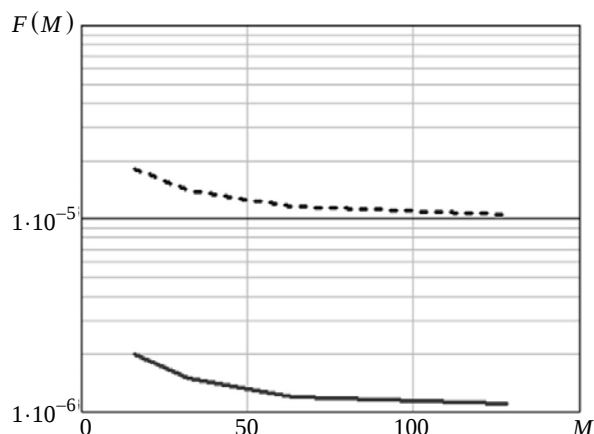


Рис. 4. Зависимость вероятности ложной тревоги от размера "скользящего" окна M

Fig. 4. Dependence of the false alarm probability on the M sliding window

$F = 10^{-6}$. Штриховая линия на рисунке соответствует $F = 10^{-5}$. Данные зависимости позволяют выбрать размер "скользящего" окна.

На рис. 5 представлены зависимости вероятности ложной тревоги от изменения дисперсии шума $\sigma_{\text{ш}}^2$. Кривые 1, 2, 3 соответствуют вероятностям ложной тревоги $F_{\text{зад}} = 10^{-3}, 10^{-4}, 10^{-5}$. Пунктирные линии на рисунке определяют вероятности $F_{\text{зад}}$. Порог обнаружения вычисляется с использованием (18). При построении кривых 1, 2, 3 число опытов, используемое для вычисления вероятности F , равно $10/F_{\text{зад}}$. Размер "скользящего" окна равен $M = 64$. Согласно зависимостям, представленным на рис. 5, предлагаемый алгоритм, описываемый выражением (19), обеспечивает постоянство величины вероятности ложной тревоги при изменении дисперсии шума в широком диапазоне.

На рис. 6 и 7 рассмотрены зависимости вероятности правильного обнаружения D от отношения сигнал-шум q для предлагаемого алгоритма (19), обеспечивающего ПУЛТ, и алгоритма, определяемого выражением (20). Зависимости построены при помощи имитационного моделирования. Число опытов равно $10/F_{\text{зад}}$.

Обнаружение осуществляется на фоне стационарного и нестационарного шума. Вероятности ложной тревоги равны $F = 10^{-7}$ и $F = 10^{-8}$. Кривые $D(q)$ на рис. 6 и 7 позволяют

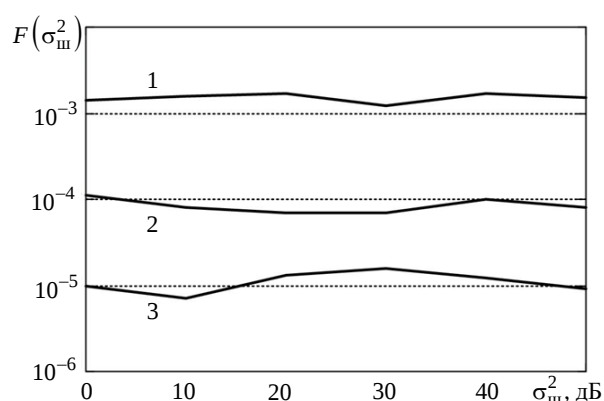


Рис. 5. Зависимость вероятности ложной тревоги от дисперсии шума

Fig. 5. Dependence of the false alarm probability on noise variance

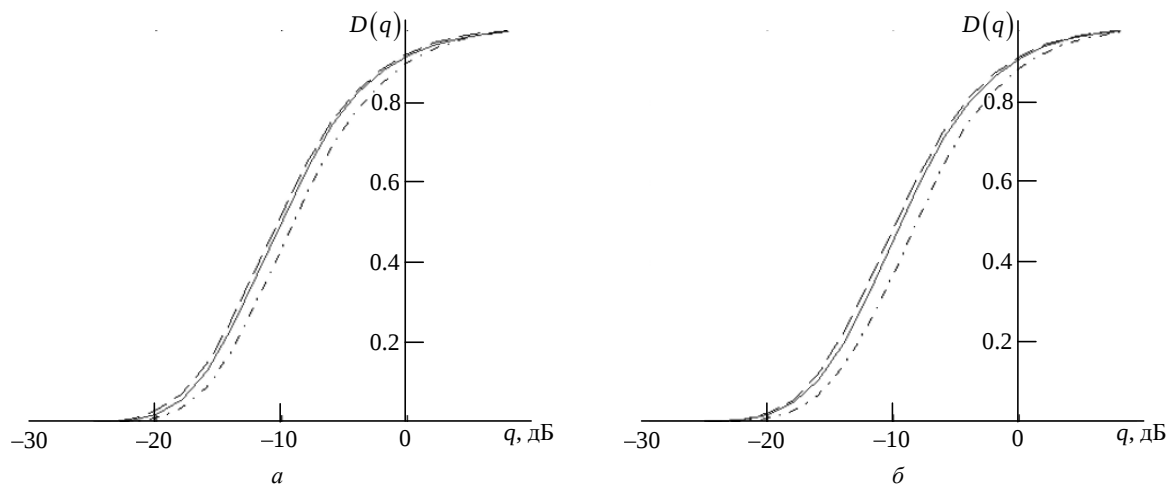


Рис. 6. Характеристики обнаружения алгоритмов (19) и (20) при значении $b = 0.8$ и $c = 1.0$

на фоне нестационарного шума: $a - F = 10^{-7}$; $\bar{a} - F = 10^{-8}$

Fig. 6. Detection characteristics for the algorithms (19) and (20) at $b = 0.8$ and $c = 1.0$ against the background of nonstationary noise: $a - F = 10^{-7}$; $\bar{a} - F = 10^{-8}$

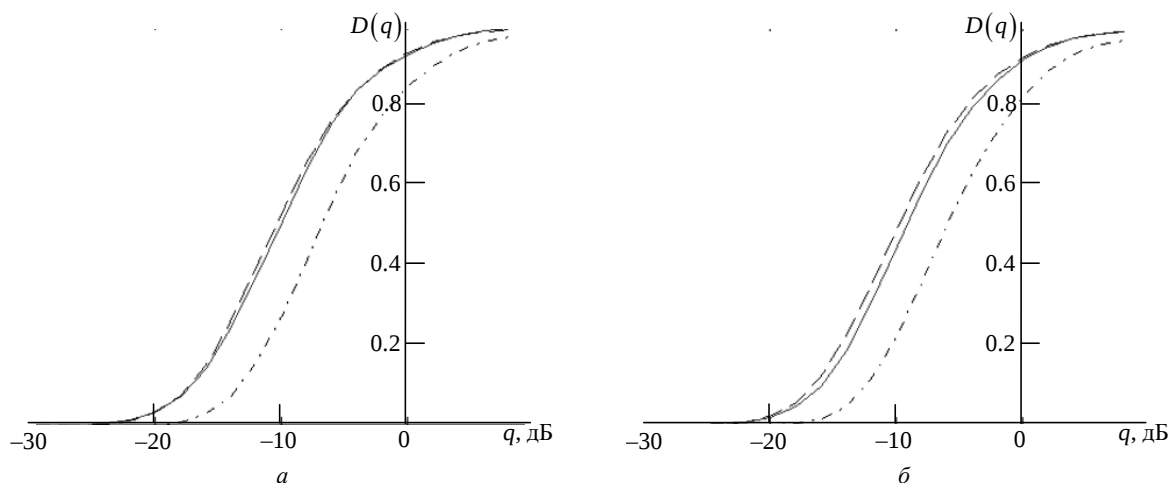


Рис. 7. Характеристики обнаружения алгоритмов (19) и (20) при значении $b = 3.8$ и $c = 4.0$

на фоне нестационарного шума: $a - F = 10^{-7}$; $\bar{a} - F = 10^{-8}$

Fig. 7. Detection characteristics for the algorithms (19) and (20) at $b = 3.8$ and $c = 4.0$ against the background of nonstationary noise: $a - F = 10^{-7}$; $\bar{a} - F = 10^{-8}$

сделать следующий вывод: на сколько отличаются пороговые отношения в алгоритмах (19) и (20) при обнаружении сигнала на фоне стационарного и нестационарного шума.

На рис. 6 зависимости соответствуют случаю, при котором $b = 0.8$ и $c = 1.0$, на рис. 7 – $b = 3.8$ и $c = 4.0$.

На рис. 6 и 7 сплошная линия соответствует характеристикам обнаружения для предлагаемого алгоритма (19) на фоне нестационарного шума; штрихпунктирная линия – алгоритму (20) на фоне нестационарного шума; штриховая линия – алгоритму (20) на фоне стационарного шума.

Анализ зависимостей на рис. 6 показывает,

что в предлагаемом алгоритме (19) пороговое отношение сигнал-шум на 0.28 дБ выше, чем в алгоритме (20) при вероятности правильного обнаружения $D = 0.9$ и $F = 10^{-7}$, и выше на 0.38 дБ при $F = 10^{-8}$ на фоне стационарного шума. Однако при этом в предлагаемом алгоритме (19) пороговое отношение сигнал-шум на 1.29 дБ меньше, чем в алгоритме (20) при $F = 10^{-7}$, и меньше на 1.33 дБ при $F = 10^{-8}$ на фоне нестационарного шума.

Анализ зависимостей на рис. 7 показывает, что в алгоритме (19) пороговое отношение сигнал-шум на 0.42 дБ выше, чем в алгоритме (20)

Табл. 2. Разность в пороговом отношении сигнал-шум

Tab. 2. Difference in the threshold signal-to-noise ratio

Вероятность ложной тревоги	$F = 10^{-8}$	$F = 10^{-7}$	$F = 10^{-6}$
Потери в пороговом отношении сигнал-шум, дБ	0.18	0.15	0.16

при работе на фоне стационарного шума при $D = 0/9$ и $F = 10^{-7}$, и выше на 0.38 дБ при $F = 10^{-8}$. Однако при этом в предлагаемом алгоритме (20) пороговое отношение сигнал-шум на 3.26 дБ меньше, чем в алгоритме (19) при $F = 10^{-7}$, и меньше на 3.37 дБ при $F = 10^{-8}$ на фоне нестационарного шума.

В табл. 2 приведена разность в пороговом отношении сигнал-шум предлагаемого алгоритма при известной дисперсии шума и алгоритма (19). Данные значения определены по характеристикам обнаружения, которые вычислены с помощью выражений (11) и результатов имитационного моделирования с использованием выражения (18) при следующих параметрах: $D = 0.9$ и $M = 64$.

В табл. 3 приведены потери в пороговом отношении сигнал-шум, которое обеспечивается в обнаружителе (19) по сравнению с обнаружителем (20). Положительные значения определяют выигрыш в пороговом отношении сигнал-шум, отрицательные – проигрыш по сравнению с алгоритмом (20) на фоне стационарного шума.

Анализ данных табл. 3 показывает, что при увеличении параметров b и c пороговое отношение сигнал-шум в алгоритме (19) уменьшается на 3.57 дБ при $b = 5.0$ и $c = 4.2$ по сравнению с алгоритмом (20). Также в табл. 3 указаны потери предлагаемого алгоритма (19) в стационарном

Табл. 3. Выигрыш в пороговом отношении сигнал-шум

Tab. 3. Gain in the threshold signal-to-noise ratio

Параметр		Заданная вероятность ложной тревоги		
b	c	$F = 10^{-6}$	$F = 10^{-7}$	$F = 10^{-8}$
0	0	−0.19	−0.28	−0.38
1.0	1.2	1.213	1.303	1.455
1.5	1.3	1.345	1.52	1.726
2.0	1.8	1.564	1.71	1.973
3.5	4.5	2.749	2.784	2.982
5.0	4.2	3.489	3.571	3.578

случае, т. е. при $b = 0$, $c = 0$. Величина потерь при $F = 10^{-6}$ равна 0.19 дБ, при $F = 10^{-7}$ равна 0.28 дБ, при $F = 10^{-8}$ равна 0.38 дБ.

Заключение. В статье представлен синтез алгоритма обнаружителя, обеспечивающего ПУЛТ при обнаружении отраженных сигналов на фоне нестационарного шума. Алгоритм содержит следующие основные этапы: 1) оценку параметров шума на основе элементов "скользящего" окна. Предполагается, что математическое ожидание шума может быть аппроксимировано линейной зависимостью в пределах "скользящего" окна. Оценка параметров зависимости осуществляется на основе МНК; 2) вычитание полученной оценки математического ожидания шума из элементов "скользящего" окна; 3) формирование нормированной случайной величины из центрального отсчета "скользящего" окна; 4) сравнение с порогом обнаружения. Порог обнаружения вычисляется путем аппроксимации ПРВ нормированной случайной величины полиномами Лагерра. Для синтезируемого в данной статье алгоритма (19) пороговое отношение сигнал-шум на 1.2...3.57 дБ меньше, чем в алгоритме (20).

Список литературы

1. Шахтарин Б. И. Обнаружение сигналов. М.: Горячая линия-Телеком, 2015. 464 с.
2. Бакулев П. А., Степин В. М. Методы и устройства селекции движущихся целей. М.: Радио и связь, 1986. 288 с.
3. Richards M. A. Fundamentals of radar signal processing. New York: Mc-Graw-Hill, 2008. 539 p.
4. Bar-Shalom Y. Multitarget-multisensor tracking: applications and advances. Boston: Artech house publishers, 1992. 462 p.
5. Skolnik M. I. Radar handbook. New York: Mc-Graw-Hill, 2008. 1352 p.
6. Репин В. Г., Тартаковский Г. П. Статистический синтез при априорной неопределенности и адаптация информационных систем. М.: Сов. радио, 1977. 432 с.
7. Liu N. N., Li J., Cui Y. A new detection algorithm based on CFAR for radar image with homogeneous background // Progress in Electromagnetics Research. 2010. Vol. 15. P. 13–22. doi: 10.2528/PIERC10061201
8. Blum R. S., Qiao J. Threshold optimization for distributed order-statistic CFAR signal detection // IEEE Transaction on aerospace and electronic system.

1996. Vol. 32, № 1. P. 368–377.
doi: 10.1109/7.481276

9. You H. Performance of some generalized modified order statistics CFAR detectors with automatic censoring technique in multiple target situations // IEE Proc., Radar, Sonar and Navigation. 1994. Vol. 131. P. 205–212.

10. Hamadouche M., Barakat M., Khodja M. Analysis of the clutter map CFAR in Weibull clutter // Signal processing. 2000. Vol. 80, № 1. P. 117–123.
doi: 10.1016/S0165-1684(99)00115-2

11. Prastitis L. A., Frank J., Himonas S. D. Optimum detection of Rayleigh signals in nonstationary noise // 10th Annual Intern. Phoenix Conf. on Comput-

ers and Communications, Scottsdale, USA, 27–30 March 1991. IEEE, 1991. P. 401–405.
doi: 10.1109/PCCC.1991.113839

12. Степанов О. А. Основы теории оценивания с приложениями к задачам обработки навигационной информации. СПб.: ГНЦ РФ ОАО «Концерн «ЦНИИ «Электронприбор», 2010. 509 с.

13. Горяинов В. Т., Журавлев А. Г., Тихонов В. И. Статистическая радиотехника: Примеры и задачи. М.: Сов. радио, 1980. 544 с.

14. Alexits G. Convergence Problems of Orthogonal Series. Oxford: Pergamon, 1961. 350 p.

15. Левин Б. Р. Теоретические основы статистической радиотехники. М.: Сов. радио, 1969. 752 с.

Информация об авторах

Белокуров Владимир Александрович – доктор технических наук (2022), профессор кафедры радиотехнических систем Рязанского государственного радиотехнического университета им. В. Ф. Уткина. Автор более 100 научных работ. Сфера научных интересов – радиолокация.

Адрес: Рязанский государственный радиотехнический университет им. В. Ф. Уткина, ул. Гагарина, д. 59/1, Рязань, 390005, Россия

E-mail: belokurov.v.a@rsreu.ru

<http://orcid.org/0000-0002-8893-550X>

Нгуен Чонг Куанг – специалист по направлению "Специальные радиотехнические системы" (2016, Белорусский государственный университет информатики и радиоэлектроники), аспирант кафедры радиотехнических систем Рязанского государственного радиотехнического университета им. В. Ф. Уткина. Автор трех научных публикаций. Сфера научных интересов – радиотехника и цифровая обработка сигналов.

Адрес: Рязанский государственный радиотехнический университет им. В. Ф. Уткина, ул. Гагарина, д. 59/1, Рязань, 390005, Россия

E-mail: trongquang3883686@gmail.com

<http://orcid.org/0009-0004-7370-6482>

References

1. Shachtarin B. I. *Obnaruzhenie signalov* [Detection Signals]. Moscow, *Gorachja linia*, 2015, 464 p. (In Russ.)

2. Bakulev P. A., Stepen V. M. *Metody i ustroistva seleksii dvizhushchikhsya tselei* [Methods and Devices for Selecting Moving Targets]. Moscow, Radio and connection, 1986, 288 p. (In Russ.)

3. Richards M. A. Fundamentals of radar signal processing. New York, Mc-Graw-Hill, 2008, 539 p.

4. Bar-Shalom Y. Multitarget-multisensor tracking: applications and advances. Boston, Artech house publishers, 1992, 462 p.

5. Skolnik M. I. Radar handbook. New York, Mc-Graw-Hill, 2008, 1352 p.

6. Repin V. G., Tartakovskiy G. P. *Statisticheskii sintez pri apriornoi neopredelyennosti i adaptaziy informazionnuch system* [Statistical Synthesis under a Priori Uncertainty and Adaptation of Information Systems]. Moscow, Soviet radio, 1977, 432 p. (In Russ.)

7. Liu N. N., Li J., Cui Y. A New Detection Algorithm Based on CFAR for Radar Image with Homogeneous Background. Progress in Electromagnetics Research. 2010, vol. 15, pp. 13–22.
doi: 10.2528/PIERC10061201

8. Blum R. S., Qiao J. Threshold Optimization for Distributed Order-Statistic CFAR Signal Detection.

IEEE Transaction on Aerospace and Electronic System. 1996, vol. 32, iss. 1, pp. 368–377.

doi: 10.1109/7.481276

9. You H. Performance of Some Generalized Modified Order Statistics CFAR Detectors with Automatic Censoring Technique in Multiple Target Situations. IEE Proc., Radar, Sonar and Navigation. 1994, vol. 131, pp. 205–212.

10. Hamadouche M., Barakat M., Khodja M. Analysis of the Clutter Map CFAR in Weibull Clutter. Signal Processing. 2000, vol. 80, no. 1, pp. 117–123.

doi: 10.1016/S0165-1684(99)00115-2

11. Prastitis L. A., Frank J., Himonas S. D. Optimum Detection of Rayleigh Signals in Nonstationary Noise. 10th Annual Intern. Phoenix Conf. on Computers and Communications, Scottsdale, USA, 27–30 March 1991. IEEE, 1991, pp. 401–405.

doi: 10.1109/PCCC.1991.113839

12. Stepanov O. A. *Osnovy teorii otsenivaniya s prilozheniyami k zadacham obrabotki navigatsionnoi informatsii* [Fundamentals of Estimation Theory with Applications to Navigation Information Processing Problems]. SPb., State Scientific Center of the Russian Federation JSC Concern Central Research Institute Elektropribor, 2010, 509 p. (In Russ.)

13. Gorjainov V. T., Zhuravlev A. G., Tihonov V. I. *Statisticheskaja radiotekhnika: Primery i zadachi* [Sta-

tistical Radio Engineering: Examples and Problems]. Moscow, Soviet radio, 1980, 544 p. (In Russ.)
14. Alexits G. Convergence Problems of Orthogonal Series. Oxford, Pergamon, 1961, 350 p.

15. Levin B. R. *Teoreticheskie osnovy statisticheskoy radiotekhniki* [Theoretical Foundations of Statistical Radio Engineering]. Moscow, Soviet radio, 1969, 752 p. (In Russ.)

Information about the authors

Belokurov Vladimir Aleksandrovich, Dr Sci. (Eng.) (2022), Professor of the Department of Radio Engineering Systems of the Ryazan State Radio Engineering University. The author of more than 100 scientific publications. Area of expertise: radar.

Address: Ryazan State Radio Engineering University, 59/1, Gagarin St., Ryazan 390005, Russia

E-mail: belokurov.v.a@rsreu.ru

<http://orcid.org/0000-0002-8893-550X>

Nguyen Trong Quang, Specialist in Special radio engineering systems (2016, Belarusian State University of Informatics and Radioelectronics), Postgraduate student of the Department of Radio Engineering Systems of Ryazan State Radio Engineering University. The author of 3 scientific publications. Area of expertise: radio engineering and digital signal processing.

Address: Ryazan State Radio Engineering University, 59/1, Gagarin St., Ryazan 390005, Russia

E-mail: trongquang3883686@gmail.com

<http://orcid.org/0009-0004-7370-6482>
