

УДК 621.396

РАСЧЁТ ПАРАМЕТРОВ СХЕМЫ СТАБИЛИЗАЦИИ УРОВНЯ ЛОЖНОЙ ТРЕВОГИ НА ОСНОВЕ ПОРЯДКОВОЙ СТАТИСТИКИ

В. А. Белокуров, д.т.н., доцент кафедры РТС РГРТУ, Рязань, Россия;
orcid.org/ 0000-0002-8893-550X, e-mail: belokurov.v.a@rsreu.ru

Ч. К. Нгуен, аспирант кафедры РТС РГРТУ, Рязань, Россия;
orcid.org/0009-0004-7370-6482, e-mail: trongquang3883686@gmail.com

Предложена и исследована схема стабилизации уровня ложных тревог выбора «большого значения» или «меньшего значения» результатов нескольких этапов сортировки входных данных. Целью работы является анализ зависимости вероятности ложной тревоги в предложенном алгоритме стабилизации уровня ложной тревоги с использованием сортировки элементов «скользящего» окна на нескольких этапах от номеров порядковых статистик на каждом из этапов. Представленные зависимости показывают, что использование сегментирования сортируемого массива с двумя этапами сортировки позволяет обеспечить выигрыш в числе машинных циклов от 6,5 до 22 раз при выборе объема выборки $M = 64$, числе «подокон» 8 и 16 в среднем времени выполнения. Потери в пороговом отношении сигнал-шум при этом незначительны (от 0,6 дБ до 1,1 дБ) по сравнению с алгоритмом стабилизации уровня ложных тревог на основе использования порядковых статистик без сегментации сортируемого массива.

Ключевые слова: порядковые статистики, вероятность ложной тревоги, логическая схема.

DOI: 10.21667/1995-4565-2023-86-11-21

Введение

Изменение параметров шума при обнаружении отражённых радиолокационных сигналов приводит к необходимости адаптации порога обнаружения с целью постоянства уровня ложной тревоги (ПУЛТ) [1]. Работа в многоцелевой обстановке имеет особенности, которые связаны с необходимостью устранения эффекта «маскирования» одной цели другой целью [2]. Для решения данной задачи используются комбинации алгоритмов [3]: 1) на порядковых статистиках (ПС-ПУЛТ); 2) на логических схемах «большее из» (Би-ПС-ПУЛТ) и «меньшее из» (Ми-ПС-ПУЛТ).

Существенный недостаток схем, которые основаны на использовании порядковых статистик, заключается в необходимости большого числа вычислительных операций, связанных с сортировками отсчётов с выхода схемы вычисления квадрата модуля в каналах накопления [3].

Одним из возможных путей сокращения числа вычислительных операций является разбиение «скользящего» окна размером M элементов на n «подокон» меньшего размера и реализации сортировки в каждой из них.

В работе [3] авторы предложили разбить выборку из M элементов на две подвыборки размером $M/2$. После этого провести сортировку в каждом из подокон и объединить результаты на основе схемы Би либо Ми. Однако в данной работе отсутствуют аналитические зависимости, связывающие параметры блоков сортировки и вероятность ложной тревоги.

Использование на практике алгоритмов стабилизации уровня ложных тревог с разбиением на «подокна» требует определения номеров порядковых статистик, которые поступают в логическую схему «Большее из» (Би) или «Меньшее из» (Ми). Выбор соответствующего номера порядковой статистики оказывает существенное влияние на величину вероятности ложной тревоги, которая может быть обеспечена. Кроме того, при больших значениях «скользящего» окна ($M > 64$) вычислительные затраты на реализацию алгоритмов, предложенных в [3], по-прежнему остаются высокими.

В данной работе представлен алгоритм стабилизации вероятности ложной тревоги с использованием нескольких этапов сортировки. На каждом текущем этапе производится сортировка результатов сортировки предыдущего этапа. Это позволяет снизить вычислительные затраты по сравнению с подходом, предложенным в работе [3]. Кроме того, приведены аналитические зависимости, связывающие вероятность ложной тревоги и параметры предлагаемого алгоритма.

Теоретическая часть

Рассмотрим структурную схему алгоритма стабилизации уровня ложных тревог с выбором «большого значения» или «меньшего значения» при разбиении «скользящего» окна на n «подокон» размером M/n элементов, которая показана на рисунке 1. Сортировка элементов «скользящего» окна производится в два этапа. На первом этапе производится сортировка в n «подокон» размером M/n элементов. На втором этапе – в двух «подокнах» размером $n/2$ каждая.

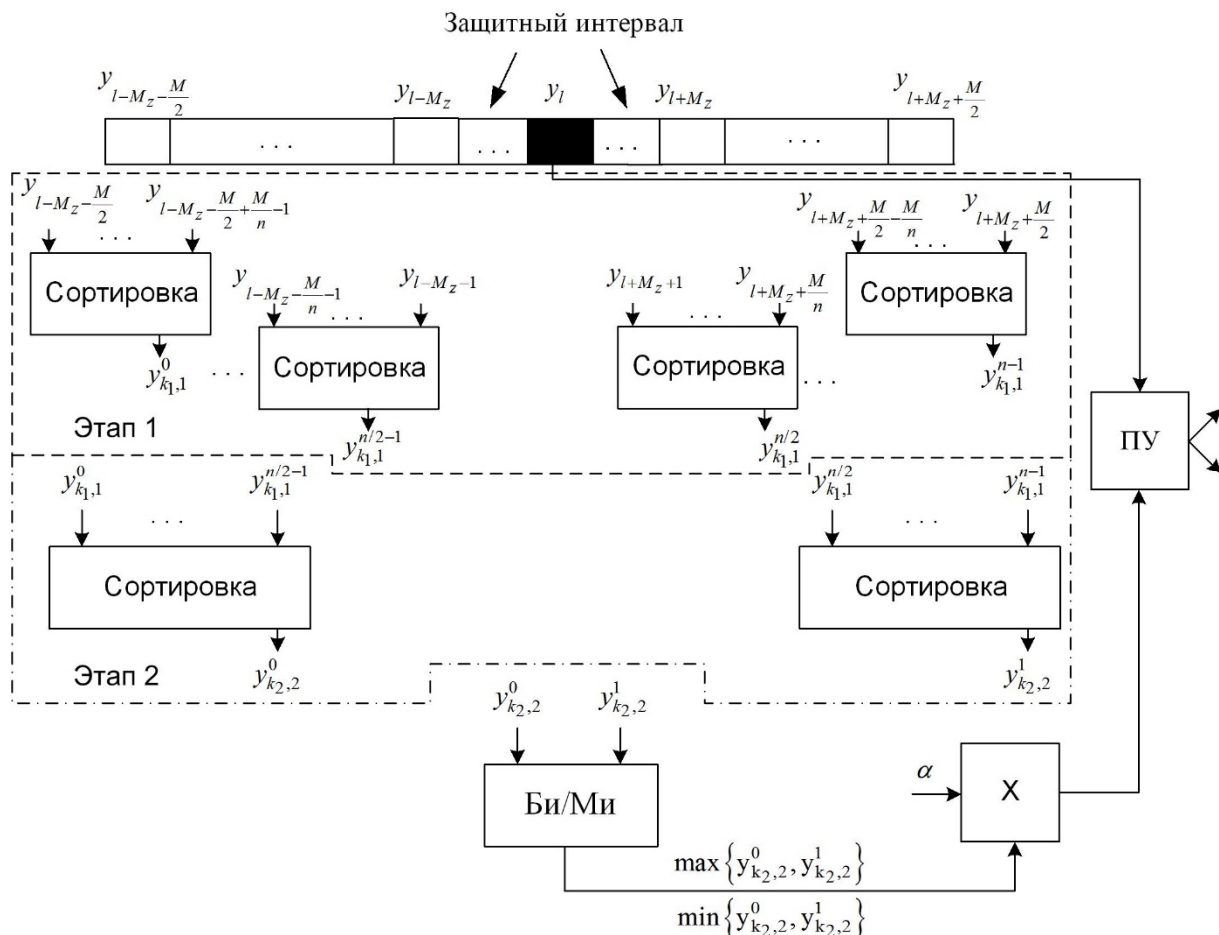


Рисунок 1 – Структурная схема предлагаемого алгоритма
Figure 1 – Block diagram of the algorithm proposed

На рисунке 1 введены следующие обозначения: ПУ – пороговое устройство; M – размер «скользящего окна»; k_1 и k_2 – номера порядковых статистик «подокон», используемых на первом и втором этапах сортировки; Би – выбор «большого значения»; Ми – выбор «меньшего значения»; α – коэффициент, зависящий от вероятности F (F – вероятность ложной тревоги), приходящейся на анализируемую ячейку; M_z – величина защитного интервала. При обнаружении когерентной пачки импульсов со случайной амплитудой и начальной фазой [6]: $\alpha = \ln(F^{-1})$.

На рисунке 1 отсчёты $y_{k1,1}^0 \dots y_{k1,1}^{n-1}$ соответствуют k_1 -й порядковой статистике после первого этапа сортировки; элементы $y_{k2,2}^0, y_{k2,2}^1$ соответствуют k_2 -й порядковой статистике после вто-

рого этапа сортировки. Верхние индексы обозначают номер блока. Соответственно на первом этапе сортировки верхние индексы меняются в диапазоне $0...n-1$. Второй нижний индекс указывает этап сортировки.

Выбор большего значения или меньшего значения из двух элементов $y_{k_2,2}^0$ и $y_{k_2,2}^1$ представляет собой оценку дисперсии шума $\hat{\sigma}_{ш}^2$. Шум при этом негауссовский.

Обнаружение цели в l -м канале по скорости в соответствии с адаптивным байесовским подходом [4] происходит в соответствии с выражением:

$$y_l = |\mathbf{z}^T \mathbf{s}_l^*|^2 > \alpha \hat{\sigma}_{ш}^2,$$

где $\mathbf{z}$ – вектор принятого сигнала; $\mathbf{s}_l$ – опорный вектор, соответствующий настройке l -го канала по скорости с элементами: $1, \exp\left(-i\frac{2\pi}{N}l\right), \dots, \exp\left(-i(N-1)\frac{2\pi}{N}l\right)$; N – число импульсов в пачке; T – символ транспонирования; $*$ – символ комплексного сопряжения; y_l – достаточная статистика в l -м канале; $\hat{\sigma}_{ш}^2$ – оценка дисперсии шума, которая формируется путём выполнения логической обработки (Би или Ми) отсчётов $y_{k_2,2}^0$ и $y_{k_2,2}^1$.

Вычисление плотности распределения вероятностей дисперсии шума $\hat{\sigma}_{ш}^2$

Известно [1], что статистика y_l при обнаружении когерентной пачки импульсов со случайной амплитудой и начальной фазой соответствует экспоненциальному закону. С учетом предположения, что параметры закона распределения в «скользящем» окне не изменяются, можно утверждать, что закон распределения каждого из элементов массива $\mathbf{Y}$ также является экспоненциальным. По этой причине при дальнейшем выводе опустим индекс l у статистик y_l , $l = 0...M-1$.

Функция распределения вероятности $P_y(x)$ и плотность распределения вероятности $p_y(x)$ статистики y имеют вид:

$$p_y(x) = \frac{1}{\sigma_{ш}^2} \exp\left(\frac{-x}{\sigma_{ш}^2}\right), \quad P_y(x) = 1 - \exp\left(\frac{-x}{\sigma_{ш}^2}\right), \quad (1)$$

где $\sigma_{ш}^2$ – дисперсия шума.

Функция распределения вероятности $P_{y_{k_1,1}^i}(x)$ и плотность распределения вероятности $p_{y_{k_1,1}^i}(x)$ k_1 -й порядковой статистики в каждом i -м ($i = 0...n-1$) «подокне» первого этапа сортировки имеют вид [6]:

$$p_{y_{k_1,1}^i}(x) = \frac{M}{n} C_{k_1-1}^{\frac{M}{n}-1} (P_y(x))^{k_1-1} (1-P_y(x))^{\frac{M}{n}-k_1} p_y(x), \quad (2)$$

где $C_{k_1-1}^{\frac{M}{n}-1}$ – число сочетаний из $\frac{M}{n}-1$ по k_1-1 .

После подстановки в (2) выражения (1) получим:

$$p_{y_{k_1,1}^i}(x) = \frac{k_1}{\sigma_{ш}^2} C_{M/n}^{k_1} \left(1 - \exp\left(\frac{-x}{\sigma_{ш}^2}\right)\right)^{k_1-1} \left(\exp\left(\frac{-x}{\sigma_{ш}^2}\right)\right)^{\frac{M}{n}-k_1+1}. \quad (3)$$

Функция распределения вероятности k_1 -й порядковой статистики имеет вид [6]:

$$P_{y_{k_1,1}^i}(x) = \sum_{j=k_1}^{M/n} C_{M/n}^j (P_y(x))^j (1-P_y(x))^{\frac{M}{n}-j}. \quad (4)$$

После подстановки в (4) выражения (1) получим:

$$P_{y_{k_1,1}^i}(x) = \sum_{j=k_1}^{M/n} C_{M/n}^j \left(1 - \exp\left(\frac{-x}{\sigma_{uu}^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-x}{\sigma_{uu}^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-j}. \quad (5)$$

Плотность распределения вероятности k_2 -й порядковой статистики после второго этапа сортировки имеет вид:

$$p_{y_{k_2,2}^i}(x) = 0,5n C_{0,5n-1}^{k_2-1} \left(P_{y_{k_1,1}^i}(x) \right)^{k_2-1} \left(1 - P_{y_{k_1,1}^i}(x) \right)^{0,5n-k_2} p_{y_{k_1,1}^i}(x). \quad (6)$$

Функция распределения вероятности k_2 -й порядковой статистики после второго этапа сортировки имеет вид:

$$P_{y_{k_2,2}^i}(x) = \sum_{j=k_2}^{0,5n} C_{0,5n}^j \left(P_{y_{k_1,1}^i}(x) \right)^j \left(1 - P_{y_{k_1,1}^i}(x) \right)^{0,5n-j}. \quad (7)$$

Плотность распределения вероятности оценки дисперсии шума $\hat{\sigma}_{uu}^2$ при выборе «большого значения» определяется по выражению [12]:

$$p_{\hat{\sigma}_{uu}^2}^{Bu}(x) = n C_{0,5n-1}^{k_2-1} p_{y_{k_1,1}^i}(x) \sum_{j=k_2}^{0,5n} C_{0,5n}^j \left(P_{y_{k_1,1}^i}(x) \right)^{k_2+j-1} \left(1 - P_{y_{k_1,1}^i}(x) \right)^{n-k_2-j}. \quad (8)$$

Плотность распределения вероятности оценки дисперсии шума $\hat{\sigma}_{uu}^2$ при выборе «меньшего из» определяется по выражению [12]:

$$p_{\hat{\sigma}_{uu}^2}^{Mu}(x) = n C_{0,5n-1}^{k_2-1} p_{y_{k_1,1}^i}(x) \left(\left(P_{y_{k_1,1}^i}(x) \right)^{k_2-1} \left(1 - P_{y_{k_1,1}^i}(x) \right)^{0,5n-k_2} - \sum_{j=k_2}^{0,5n} C_{0,5n}^j \left(P_{y_{k_1,1}^i}(x) \right)^{k_2+j-1} \left(1 - P_{y_{k_1,1}^i}(x) \right) \right). \quad (9)$$

Выражения вероятности ложной тревоги [7] при выборе «большого значения» и «меньшего значения» имеют вид (10) и (11) соответственно:

$$F^{Bu}(k_1, k_2) = \int_0^\infty \left(\int_{u'}^\infty p_y(x) dx \right) p_{\hat{\sigma}_{uu}^2}^{Bu}(y) dy, \quad (10)$$

$$F^{Mu}(k_1, k_2) = \int_0^\infty \left(\int_{u'}^\infty p_y(x) dx \right) p_{\hat{\sigma}_{uu}^2}^{Mu}(y) dy, \quad (11)$$

где u' – порог обнаружения.

Производя замену переменных $u' = \alpha y$ и подставляя в (10) выражения (2) – (9), выражения для вероятности ложной тревоги при выборе «большого значения» и «меньшего значения» получаем в виде (12) и (13) соответственно:

$$F^{Bu}(k_1, k_2) = n C_{0,5n-1}^{k_2-1} \frac{k_1}{\sigma_{uu}^2} C_{M/n}^{k_1} \left(\int_0^\infty \left(1 - \exp\left(\frac{-y}{\sigma_{uu}^2}\right) \right)^{k_1-1} \left(\exp\left(\frac{-y}{\sigma_{uu}^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-k_1+1+\alpha} \times \right. \\ \times \sum_{j=k_2}^{0,5n} \left(C_{0,5n}^j \left(\sum_{j=k_1}^{M/n} C_{M/n}^j \left(1 - \exp\left(\frac{-y}{\sigma_{uu}^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-y}{\sigma_{uu}^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{k_2+j-1} \times \right. \\ \left. \left. \times \left(1 - \sum_{j=k_1}^{M/n} C_{M/n}^j \left(1 - \exp\left(\frac{-y}{\sigma_{uu}^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-y}{\sigma_{uu}^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{n-k_2-j} \right) dy \right). \quad (12)$$

$$\begin{aligned}
F^{Mu}(k_1, k_2) = & n C_{0,5n-1}^{k_2-1} \frac{k_1}{\sigma_u^2} C_{M/n}^{k_1} \left(\int_0^\infty \left(1 - \exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^{k_1-1} \left(\exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-k_1+\alpha+1} \times \right. \\
& \times \left(\sum_{j=k_1}^{M/n} C_{M/n}^j \left(1 - \exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{k_2-1} \times \\
& \times \left(1 - \sum_{j=k_1}^{M/n} C_{M/n}^j \left(1 - \exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{0,5n-k_2} - \\
& - \sum_{j=k_2}^{0,5n} C_{0,5n}^j \left(\sum_{j=k_1}^{M/n} C_{M/n}^j \left(1 - \exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{k_2+j-1} \times \\
& \times \left(1 - \sum_{j=k_1}^{M/n} C_{M/n}^j \left(1 - \exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{n-k_2-j} dy \Bigg]. \quad (13)
\end{aligned}$$

Применяя в выражениях (12), (13) разложение в соответствии с биномом Ньютона и формулы табличного интеграла [8, формула 3.312(1)], можно показать, что выражения (12) и (13) не зависят от дисперсии шума σ_u^2 .

Воспользуемся математическим аппаратом численного интегрирования [9] при вычислении интеграла в выражениях (12) и (13):

$$\begin{aligned}
F^{Bu}(k_1, k_2) \approx & n C_{0,5n-1}^{k_2-1} \frac{k_1}{\sigma_u^2} C_{M/n}^{k_1} \frac{b-a}{h} \times \\
& \times \left\{ \frac{f\left(\frac{a}{1-a}\right) \frac{1}{(1-a)^2}}{2} + \sum_{i=1}^{h-1} f\left(\frac{a + \frac{i(b-a)}{h}}{1 - \left(a + \frac{i(b-a)}{h}\right)}\right) \frac{1}{\left(1 - \left(a + \frac{i(b-a)}{h}\right)\right)^2} + \frac{f\left(\frac{b}{1-b}\right) \frac{1}{(1-b)^2}}{2} \right\} \quad (14)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
F^{Mu}(k_1, k_2) \approx & n C_{0,5n-1}^{k_2-1} \frac{k_1}{\sigma_u^2} C_{M/n}^{k_1} \frac{b-a}{h} \times \\
& \times \left\{ \frac{g\left(\frac{a}{1-a}\right) \frac{1}{(1-a)^2}}{2} + \sum_{i=1}^{h-1} g\left(\frac{a + \frac{i(b-a)}{h}}{1 - \left(a + \frac{i(b-a)}{h}\right)}\right) \frac{1}{\left(1 - \left(a + \frac{i(b-a)}{h}\right)\right)^2} + \frac{g\left(\frac{b}{1-b}\right) \frac{1}{(1-b)^2}}{2} \right\}, \quad (15)
\end{aligned}$$

где $h = 10^4$; $a = 0$; значение $b \approx 1$; функции $f(t)$ и $g(t)$ определим следующими выражениями:

$$f(t) = \left(1 - \exp\left(\frac{-t}{\sigma_u^2}\right) \right)^{k_1-1} \left(\exp\left(\frac{-t}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-k_1+\alpha+1} \times \quad (16)$$

$$\begin{aligned}
& \times \sum_{j=k_2}^{0,5n} \left(C_{0,5n}^j \left(\sum_{j=k_1}^{M/n} C_{M/n}^j \left(1 - \exp\left(\frac{-t}{\sigma_u^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-t}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{k_2+j-1} \times \right. \\
& \times \left. \left(1 - \sum_{j=k_1}^{M/n} C_{M/n}^j \left(1 - \exp\left(\frac{-t}{\sigma_u^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-t}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{n-k_2-j} \right), \\
& g(t) = \left(1 - \exp\left(\frac{-t}{\sigma_u^2}\right) \right)^{k_1-1} \left(\exp\left(\frac{-t}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-k_1+\alpha+1} \times \\
& \times \left(\sum_{j=k_1}^{M/n} C_{M/n}^j \left(1 - \exp\left(\frac{-t}{\sigma_u^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-t}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{k_2-1} \times \\
& \times \left(1 - \sum_{j=k_1}^{M/n} C_{M/n}^j \left(1 - \exp\left(\frac{-t}{\sigma_u^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-t}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{0,5n-k_2} - \\
& - \sum_{j=k_2}^{0,5n} C_{0,5n}^j \left(\sum_{j=k_1}^{M/n} C_{M/n}^j \left(1 - \exp\left(\frac{-t}{\sigma_u^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-t}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{k_2+j-1} \times \\
& \times \left(1 - \sum_{j=k_1}^{M/n} C_{M/n}^j \left(1 - \exp\left(\frac{-t}{\sigma_u^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-t}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{n-k_2-j}.
\end{aligned} \tag{17}$$

Выражения (14), (15), (16) и (17) могут быть использованы для вычисления вероятности ложной тревоги при заданных значениях M, n, k_1, k_2 , что позволяет определить, соответствует ли получаемая вероятность ложной тревоги $F(k_1, k_2)$ заданной $F_{зад}$ [10]. В случае, если неравенство $F(k_1, k_2) \leq F_{зад}$ не выполняется, необходимо скорректировать значения параметров M, n, k_1, k_2 .

Анализ вычислительной сложности предложенного алгоритма стабилизации уровня ложной тревоги

Для анализа вычислительной эффективности рассмотрим число машинных циклов, требуемое для реализации предлагаемой схемы стабилизации уровня ложных тревог.

Предлагаемый алгоритм (алгоритм 3) сравнивается с алгоритмом (алгоритм 1), представленным в [2]. В основе алгоритма 1 лежит вычисление сортировки M отсчетов. Также алгоритм 3 сравнивается с алгоритмом (алгоритм 2), представленным в работе [3]. В алгоритме 2 исходная выборка M разбивается на два «окна» размером $M/2$, в каждом из которых происходит сортировка.

С целью получения числовых соотношений необходимо задать предполагаемый метод сортировки. В данной работе рассмотрена вычислительная эффективность предлагаемого алгоритма при сортировке методом вставки.

В работе [13] рассмотрена вычислительная эффективность в машинных циклах различных алгоритмов сортировки. По каждой сортировке данные приводятся для трёх случаев: а – наилучшее время; б – среднее время; в – наихудшее время.

Таблица 1 – Время выполнения вычислительных операций для различных случаев
Table 1 – Execution time of computational operations for different cases

Время	Алгоритм		
	1	2	3
Наилучшее	$10M - 9$	$5M - 9$	$\frac{10}{n}M + 5n - 18$
Среднее	$\frac{9}{4}M^2 + \frac{31}{4}M - 3\sum_{k=1}^M \frac{1}{k} - 6$	$\frac{9}{16}M^2 + \frac{31}{8}M - 3\sum_{k=1}^{M/2} \frac{1}{k} - 6$	$\frac{9}{4}\left(\left(\frac{M}{n}\right)^2 + \left(\frac{n}{2}\right)^2\right) + \frac{31}{4}\left(\frac{M}{n} + \frac{n}{2}\right) - 3\left(\sum_{k=1}^{M/n} \frac{1}{k} + \sum_{k=1}^{n/2} \frac{1}{k}\right) - 12$
Наихудшее	$\frac{9}{2}M^2 + \frac{5}{2}M - 6$	$\frac{9}{8}M^2 + \frac{5}{4}M - 6$	$\frac{9}{4}\left(\left(\frac{M}{n}\right)^2 + \left(\frac{n}{2}\right)^2\right) + \frac{5}{2}\left(\frac{M}{n} + \frac{n}{2}\right) - 12$

В таблице 2 представлены числовые значения количества машинных циклов, затрачиваемых на реализацию алгоритмов 1,2,3 при $n = 8$.

Таблица 2 – Время выполнения вычислительных операций при $n = 8$
Table 2 – Execution time of computational operations at $n = 8$

Время	$M = 64$			$M = 128$			$M = 256$		
	Алгоритм								
	1	2	3	1	2	3	1	2	3
Наилучшее	631	311	102	$1,2 \cdot 10^3$	631	182	$2,5 \cdot 10^3$	$1,2 \cdot 10^3$	342
Среднее	$9,6 \cdot 10^3$	$2,5 \cdot 10^3$	383	$3,7 \cdot 10^4$	$9,6 \cdot 10^3$	$1,3 \cdot 10^3$	$1,4 \cdot 10^5$	$3,7 \cdot 10^4$	$5 \cdot 10^3$
Наихудшее	$1,8 \cdot 10^4$	$4,6 \cdot 10^3$	604	$7,4 \cdot 10^4$	$1,8 \cdot 10^4$	$2,3 \cdot 10^3$	$2,9 \cdot 10^5$	$7,4 \cdot 10^4$	$9,3 \cdot 10^3$

В таблице 3 представлены числовые значения количества машинных циклов, затрачиваемых на реализацию алгоритмов 1,2,3 при $n = 16$.

Таблица 3 – Время выполнения вычислительных операций при $n = 16$
Table 3 – Execution time of computational operations at $n = 16$

Время	$M = 64$			$M = 128$			$M = 256$		
	Алгоритм								
	1	2	3	1	2	3	1	2	3
Наилучшее	631	311	102	$1,2 \cdot 10^3$	631	142	$2,5 \cdot 10^3$	$1,2 \cdot 10^3$	222
Среднее	$9,6 \cdot 10^3$	$2,5 \cdot 10^3$	109	$3,7 \cdot 10^4$	$9,6 \cdot 10^3$	383	$1,4 \cdot 10^5$	$3,7 \cdot 10^4$	$1,3 \cdot 10^3$
Наихудшее	$1,8 \cdot 10^4$	$4,6 \cdot 10^3$	152	$7,4 \cdot 10^4$	$1,8 \cdot 10^4$	604	$2,9 \cdot 10^5$	$7,4 \cdot 10^4$	$2,3 \cdot 10^3$

Анализ данных таблиц 2 и 3 показывает, что при выборе числа «подокон» на первом этапе сортировки при $n = 8$ и $n = 16$ время выполнения вычислительных операций уменьшается по сравнению с алгоритмами 1 и 2.

Например, при $M = 64$, $n = 8$ выигрыш в среднем времени выполнения по сравнению с алгоритмом 2 составляет 6,5 раза. При $M = 64$, $n = 16$ – 22 раза.

Результаты моделирования предлагаемой схемы стабилизации уровня ложной тревоги

Рассмотрим результаты моделирования предлагаемого алгоритма расчёта параметров схемы стабилизации уровня ложной тревоги. Параметры моделирования:

- пачка импульсов со случайной амплитудой и фазой, число импульсов 512;
- «скользящее» окно одномерное $M = 64, 128, 256$;

- вероятность ложной тревоги на канал $F_{\text{зад}} = 10^{-3}, 10^{-5}$;
- число «подокон» $n = 8, 16$;
- флуктуации амплитуды отражённого от цели сигнала соответствуют модели Сверлинга 1;
- число повторения опытов при вычислении вероятности правильного обнаружения D равно 1000. После вычисления, полученные зависимости сглаживаются.

Параметры k_1, k_2 выбираются из выражения $F(k_1, k_2) \leq F_{\text{зад}}$. Числовые значения данных параметров показаны в таблице 4.

Таблица 4 – Параметры k_1, k_2

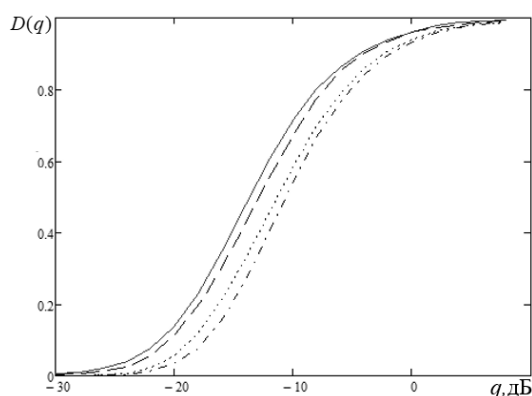
Table 4 – Parameters k_1, k_2

Объем выборки	Число «подокон»	Выбор «большого значения»		Выбор «меньшего значения»	
		k_1	k_2	k_1	k_2
$M=64$	$n = 8$	6	2	6	3
	$n = 16$	3	5	3	6
$M=128$	$n = 8$	11	2	11	3
	$n = 16$	5	6	6	5
$M=256$	$n = 8$	21	2	23	2
	$n = 16$	12	2	10	7

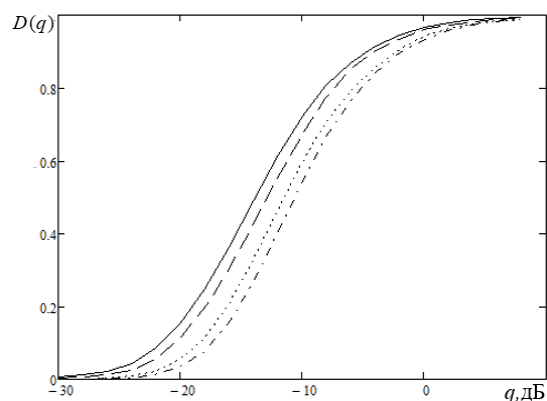
На рисунках 2 и 3 показаны характеристики обнаружения (зависимости вероятности правильного обнаружения D от отношения сигнал-шум q) при значениях $M = 64$ и $n = 8, 16$ и различных логических схемах.

На рисунках 2 и 3 сплошная линия соответствует известному алгоритму стабилизации уровня ложной тревоги на основе порядковых статистик без сегментирования $F = 10^{-3}$; прерывистая линия – характеристикам обнаружения для предлагаемого алгоритма при $F = 10^{-3}$; пунктирная линия – известному алгоритму стабилизации уровня ложной тревоги на основе порядковых статистик без сегментирования при $F = 10^{-5}$; штрихпунктирная тонкая линия – предлагаемому алгоритму расчёта параметров схемы стабилизации уровня ложной тревоги при $F = 10^{-5}$.

Анализ зависимостей показывает, что при $D = 0,9$ обнаружитель, в схеме стабилизации уровня ложной тревоги которого используются два этапа сортировки, проигрывает в пороговом отношении сигнал-шум известному алгоритму. Величина потерь в пороговом отношении сигнал-шум показана в таблице 5.



а (а)

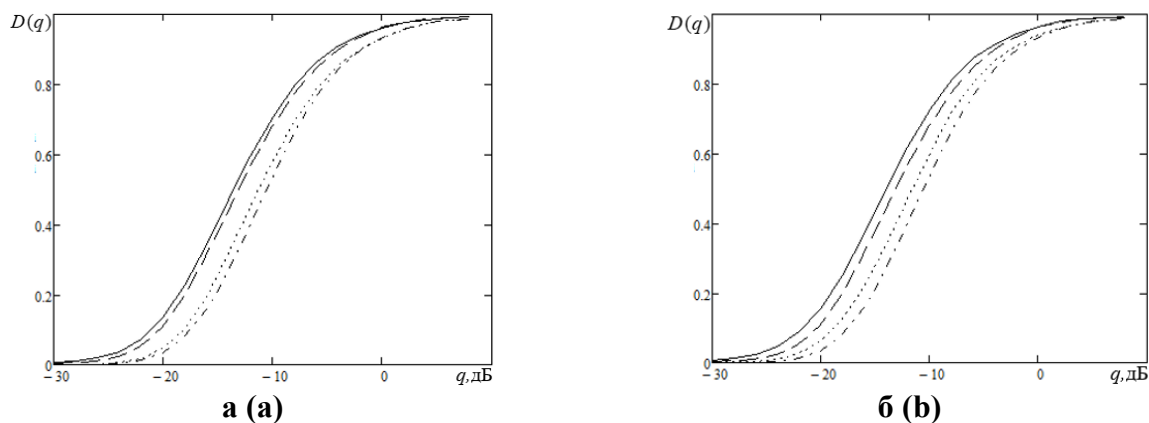


б (б)

Рисунок 2 – Характеристики обнаружения при $M = 64, n = 8$:
а – выбор «большого значения»; б – выбор «меньшего значения»

Figure 2 – Detection Characteristics at $M = 64, n = 8$:

a) Select the «greatest value»; b) Select the «smallest value»

Рисунок 3 – Характеристики обнаружения при $M = 64$, $n = 16$:

а – выбор «большого из»; б – выбор «меньшего из»

Figure 3 – Detection Characteristics at $M = 64$, $n = 16$:

а – Select the «greatest value»; б – Select the «smallest value»

Таблица 5 – Потери в пороговом отношении сигнал-шум, дБ

Table 5 – Losses in threshold signal-to-noise ratio, dB

Объем выборки	Число «ПОДОКОН»	Выбор «большого значения»			Выбор «меньшего значения»		
		$F_{\text{зад}}=10^{-3}$	$F_{\text{зад}}=10^{-4}$	$F_{\text{зад}}=10^{-5}$	$F_{\text{зад}}=10^{-3}$	$F_{\text{зад}}=10^{-4}$	$F_{\text{зад}}=10^{-5}$
$M=64$	$n = 8$	0,392	0,398	0,403	0,407	0,415	0,439
	$n = 16$	0,375	0,517	0,583	0,415	0,591	0,597
$M=128$	$n = 8$	0,598	0,675	0,807	0,627	0,724	0,923
	$n = 16$	0,642	0,772	0,914	0,757	0,807	1,067
$M=256$	$n = 8$	0,812	0,903	0,905	0,845	0,994	1,064
	$n = 16$	0,795	0,835	1,067	0,806	0,874	1,082

Анализ данных таблицы 5 показывает, что величина потерь в пороговом отношении сигнал-шум не превосходит 0,6 дБ при выборе $M = 64$; не превосходит 1,1 дБ в случаях выбора $M = 128$ и $M = 256$.

На рисунке 4 показана вероятность ложной тревоги в зависимости от положения «кромки» помехи относительно проверяемого канала, когда часть половины «скользящего» окна (число таких каналов равно $0,5M-m$) находится в зоне помех, а все остальные каналы – в чистой зоне. Для построения зависимости были заданы $M = 64$, $n = 8$ и $F_{\text{зад}} = 10^{-3}$, 10^{-5} ; положение «кромки» помех определяется номером канала y_{l+M_z+m} , где m изменяется в диапазоне от 0 до $0,5M-1$.

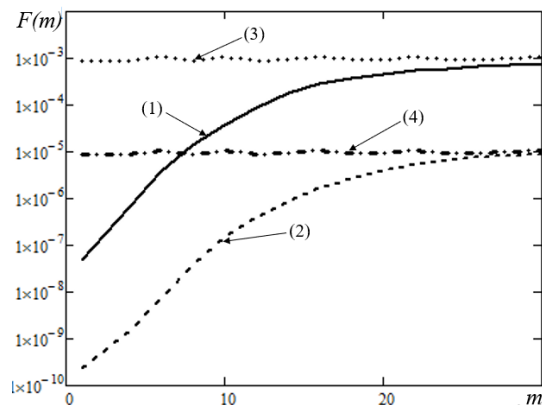


Рисунок 4 – Вероятность ложной тревоги в зависимости от положения «кромки» помех относительно проверяемого канала

Figure 4 – Probability of false alarms depending on the position of clutter edge relative to the channel tested

На рисунке 4 сплошная линия (1) соответствует схеме с выбором «большого значения» при значении $F=10^{-3}$; пунктирная линия (2) – схеме с выбором «большого значения» при $F=10^{-5}$; штриховая линия (3) – схеме с выбором «меньшего значения» при $F=10^{-3}$; штрихпунктирная тонкая линия (4) – схеме с выбором «меньшего значения» при $F=10^{-5}$. Анализ зависимостей показывает, что вероятность ложной тревоги возрастает в схеме с выбором «большого значения» до заданных значений при увеличении числа m . В схеме с выбором «меньшего значения» вероятность ложной тревоги в таких же условиях не изменяется при увеличении числа m .

Заключение

Таким образом, в данной работе рассмотрена схема стабилизации уровня ложных тревог с выбором «большого значения» или «меньшего значения», в которой сортировка элементов окна производится в два этапа. Результаты анализа и моделирования показывают, что предлагаемая схема проигрывает известной в пороговом отношении сигнал-шум от 0,6 дБ до 1,1 дБ. При этом обеспечивается выигрыш в числе машинных циклов от 6,5 до 22 раз при выборе объема выборки $M=64$, $n=8$, $n=16$ для среднего времени выполнения. Показано влияние наличия помехи в анализируемом «окне» на вероятность ложной тревоги. В случае, если помеха находится в одном из «полуокон», то в схеме с выбором «меньшего значения» вероятность ложной тревоги изменяется незначительно.

Работа выполнена в рамках государственного задания Министерства науки и высшего образования РФ (FSSN-2020-0003).

Библиографический список

1. Бакулев П.А. Радиолокационные системы: учебник для вузов. М.: Радиотехника. 2004. 320 с.
2. Zaimbashi A. Weighted order statistic and fuzzy rules CFAR detector for Weibull clutter // Signal Processing. 2008. No. 3. PP. 558-570.
3. Elias-Fuste A.R. Analysis of some modified ordered statistic CFAR: OSGO and OSSO CFAR // IEEE Transactions on aerospace and electronic system. 1990. Vol. 20. No. 1. PP. 196-202.
4. Кошелев В.И. Параметры многоканального обнаружителя доплеровских сигналов // Вестник Рязанского государственного радиотехнического университета. 2001. № 8. С. 18-20.
5. Кошелев В.И., Белокуров В.А., Горкин В.Н. Алгоритмы повышения точности измерения дальности в РЛС с квазинепрерывным линейно-частотно-модулированным сигналом // Вестник Рязанского государственного радиотехнического университета. 2005. № 16. С. 18-20.
6. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. В трех книгах. Книга третья. М.: Сов. радио. 1976. 288 с.
7. Кошелев В.И., Белокуров В.А. Вычисление порога при межпериодном обнаружении мало-размерной цели // Вестник Рязанского государственного радиотехнического университета. 2011. № 38. С. 31-34.
8. Gradshteyn I. S., Ryzhik I. M. Table of integrals, series, and products. Seventh edition. Academic Press. 2007. P1221.
9. Самарский А.А., Гулин А.В. Численные методы: учеб. пособие для вузов. М.: Наука. Гл. ред. физ-мат. литературы, 1989. 432 с.
10. Кошелев В.И., Козлов Д.Н. Адаптивный алгоритм обнаружения маневрирующей цели // Вестник Рязанского государственного радиотехнического университета. 2014. № 50-1. С. 38-41.
11. Biggar P., Gregg. Sorting in the presence of branch prediction and caches // Technical Report TCD-CS-2005-57, Department of Computer Science, University of Dublin, Trinity College, August 2005.
12. Papoulis A. Probability, Random Variables, and Stochastic Processes. New York: McGraw-Hill, 1991. 678 с.
13. Кнут Д. Искусство программирования. Том 3. Сортировка и поиск. М.: Вильямс, 2019. 822 с.

UDK 621.396

CALCULATING THE PARAMETERS OF STABILIZATION SCHEME OF FALSE ALARM LEVEL BASED ON ORDER STATISTICS

V. A. Belokurov, Dr. in technical sciences, RSREU, Ryazan;

orcid.org/0000-0002-8893-550X, e-mail: belokurov.v.a@rsreu.ru

Q. T. Nguyen, postgraduate student, RSREU, Ryazan;

orcid.org/0009-0004-7370-6482, e-mail: trongquang3883686@gmail.com

*An algorithm for calculating the parameters of false alarm level stabilization scheme based on order statistics with the choice of «higher value» or «lower value» when segmenting the sorted array is proposed and investigated. **The aim of the work** is to derive an analytical expression for the dependence of false alarm probability on algorithm parameters, which determine the numbers of ordinal statistics, at each stage of sorting and entering «higher value» or «lower value» logic circuit. An analysis of obtained dependencies shows that the use of segmentation of a sorted array with two stages of sorting leads to difference in threshold signal-to-noise ratio from 0.6 dB to 1.1 dB compared to the algorithm for stabilizing the level of false alarms based on the use of order statistics without segmenting the sorted array. This provides a gain in the number of computational operations from 6,5 to 22 times when choosing sample size $M = 64$.*

Keywords: order statistics, false alarm probability, logical scheme.

DOI: 10.21667/1995-4565-2023-86-11-21

References

1. **Bakulev P.A.** Radiolokacionnye sistemy (Radar system): uchebnik dlya vuzov. Moscow: Radio-tekhnika. 2004. 320 p. (in Russian).
2. **Zaimbashi A.** Weighted order statistic and fuzzy rules CFAR detector for Weibull clutter. *Signal Processing*. 2008, no. 3, pp. 558-570.
3. **Elias-Fuste A.R.** Analysis of some modified ordered statistic CFAR: OSGO and OSSO CFAR. *IEEE Transactions on aerospace and electronic system*. 1990, vol. 20, no. 1, pp. 196-202.
4. **Koshelev V.I.** Parametry mnogokanal'nogo obnaruzhitelya doplerovskih signalov. *Vestnik Ryazanskogo gosudarstvennogo radiotekhnicheskogo universiteta*. 2001, no. 8, pp. 18-20. (in Russian).
5. **Koshelev V.I., Belokurov V.A., Gorkin V.N.** Algoritmy povysheniya tochnosti izmere-niya dal'nosti v RLS s kvazinepreryvnym linejno-chastotno-modulirovannym signalom. *Vestnik Ryazanskogo gosudarstvennogo radiotekhnicheskogo universiteta*. 2005, no. 16, pp. 18-20. (in Russian).
6. **Levin B.R.** Teoreticheskoe osnovy statisticheskoy radiotekhniki (Theoretical foundations of statistical radio engineering). V trekh knigah. Kniga tret'ya. Moscow: Sov. radio. 1976, 288 p. (in Russian).
7. **Koshelev V.I., Belokurov V.A.** Vychislenie poroga pri mezhperiodnom obnaruzhenii malorazmernoj celi. *Vestnik Ryazanskogo gosudarstvennogo radiotekhnicheskogo universiteta*. 2011, no. 38, pp. 31-34. (in Russian).
8. **Gradshteyn I. S., Ryzhik I. M.** Table of integrals, series, and products. Seventh edition. Academic Press. 2007, 1221 p.
9. **Samarkij A.A., Gulin A.V.** Chislennyye metody (Numerical methods): posobie dlya vuzov. Moscow: Nauka. Gl. Red. fizmat. literatury. 1989, 432 p. (in Russian).
10. **Koshelev V.I., Kozlov D.N.** Adaptivnyj algoritm obnaruzheniya manevriruyushchej celi. *Vestnik Ryazanskogo gosudarstvennogo radiotekhnicheskogo universiteta*. 2014, no. 50-1, pp. 38-41. (in Russian).
11. **Biggar P., Gregg.** Sorting in the presence of branch prediction and caches. *Technical Report TCD-CS-2005-57*, Department of Computer Science, University of Dublin, Trinity College, August 2005.
12. **Papoulis A.** Probability, Random Variables, and Stochastic Processss. New York: McGraw-Hill, 1991. 678 p.
13. **Knut D.** Iskustvo programmirovaniya. Tom 3. Sortirovka i poisk. Moscow: Vil'yams, 2019. 822 p. (in Russian).