

УДК 621.396.96

## АДАПТАЦИЯ ПОРОГОВ ОБНАРУЖЕНИЯ ПО РЕЗУЛЬТАТАМ МЕЖОБЗОРНОГО НАКОПЛЕНИЯ РАДИОЛОКАЦИОННЫХ СИГНАЛОВ НА ФОНЕ НЕГАУССОВСКИХ ШУМОВ

© 2024 г. В. И. Кошелев, В. А. Белокуров\*

Рязанский государственный радиотехнический университет им. В.Ф. Уткина,  
ул. Гагарина, 59/1, Рязань, 390005 Российская Федерация

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

Поступила в редакцию 27.05.2024 г.

После доработки 27.05.2024 г.

Принята к публикации 24.06.2024 г.

Предложен алгоритм стабилизации уровня ложной тревоги, основанный на аппроксимации плотности распределения вероятностей отсчетов решающей статистики при межобзорном накоплении на фоне шумов, описываемых распределениями Релея и Вейбулла. Показано, что предлагаемый алгоритм стабилизации уровня ложной тревоги адаптивен и инвариантен к закону распределения шума.

*Ключевые слова:* аппроксимация плотности распределения вероятностей, межобзорное накопление

DOI: 10.31857/S0033849424080106, EDN: HNTNLE

### ВВЕДЕНИЕ

Одной из актуальных задач теории и техники современной радиолокации является повышение эффективности обнаружения малоотражающих целей, характеризующихся малым значением эффективной площади рассеяния (ЭПР).

Ее решение возможно, если повысить энергетический потенциал РЛС или увеличить время накопления отраженных сигналов. Увеличение времени накопления отраженных сигналов возможно при использовании межобзорной обработки радиолокационной информации и принятии решения об обнаружении цели по результатам пороговой обработки накопленных значений, полученных с нескольких обзоров. Принципиальное отличие от классического построения РЛС с делением обработки на первичную и вторичную заключается в том, что отсутствует пороговое обнаружение в каждом обзоре. Вычисление порога обнаружения в соответствии с критерием Неймана–Пирсона в этом случае усложняется, так как закон распределения вероятностей решающей статистики на входе порогового устройства (ПУ) в общем случае является негауссовским.

В работе поставлена и решена задача синтеза алгоритма стабилизации уровня ложных тревог при межобзорном накоплении на основе теории экстремальных значений. Согласно этой теории периферийная часть («хвост») любого распределения может быть аппроксимирована обобщенным распределением Парето. Параметры распределения

Парето оцениваются в «скользящем» окне с использованием метода моментов. Априорные предположения относительно закона распределения отсчетов на входе порогового устройства не вводятся.

### 1. МЕЖОБЗОРНОЕ НАКОПЛЕНИЕ ОТРАЖЕННЫХ РАДИОЛОКАЦИОННЫХ СИГНАЛОВ

В отечественной литературе алгоритм межобзорного накопления впервые предложен в работах Ю.Г. Сосулина [1] и Я.Д. Ширмана [2]. В зарубежной литературе алгоритм межобзорного накопления был исследован в работе [3].

В качестве входных данных  $\mathbf{z}_k$  на  $k$ -м обзоре используются отсчеты амплитудного спектра со всех выходных каналов корреляционно-фильтровой системы первичной обработки радиолокационной информации [2]. Размерность матрицы  $\mathbf{z}_k$  определяется количеством измеряемых параметров цели и количеством каналов измерения. Для двухкоординатной когерентно-импульсной РЛС управления воздушным движением измеряемыми параметрами являются дальность и азимут, матрица  $\mathbf{z}_k$  на  $k$ -м обзоре имеет размерность  $N_d \times N_{az}$ , где  $N_d$  — количество каналов дальности;  $N_{az}$  — количество каналов азимута. Для бортовой импульсно-доплеровской РЛС измеряемыми параметрами являются дальность, радиальная скорость, азимут и угол места, матрица  $\mathbf{z}_k$  на  $k$ -м обзоре имеет размерность

$N_d \times N_c \times N_{az} \times N_{y.m.}$ , где  $N_c$  - количество каналов по скорости;  $N_{y.m.}$  - количество каналов по углу места.

Элементы матрицы  $z_k$  на  $k$ -м обзоре для случая измерения РЛС дальности и азимута при гипотезе  $H_1$  и  $H_0$  имеют вид

$$\begin{cases} z_{ki,j} = A + n_{ki,j}, & \text{гипотеза } H_1; \\ z_{ki,j} = n_{ki,j}, & \text{гипотеза } H_0, \end{cases}$$

где  $i = 1 \dots N_d$ ,  $j = 1 \dots N_{az}$ ;  $A$  - амплитуда сигнала на выходе корреляционно-фильтровой схемы, закон флуктуаций которого определяется моделью флуктуаций Сверлинга;  $n_{ki,j}$  - отсчеты шума в  $(i, j)$ -м канале, закон распределения вероятностей которых может соответствовать различным законам распределения: экспоненциальному [4], релеевскому [5], Вейбулла [6] и  $K$ -распределению [7].

Введем вектор  $x_k = [R \ \alpha]^T$  параметров движения цели на  $k$ -м обзоре. Взаимосвязь параметров движения цели между  $k$ -м и  $(k-1)$ -м обзорами задается моделью движения цели [8], а также максимальными значениями изменений элементов вектора  $x_k$ . Дискретизируем вектор  $x_k$  в соответствии с дискретностью каналов обнаружения:

$$x_{k,i,j} = \{i\delta R, j\delta\alpha\},$$

где  $\delta R, \delta\alpha$  - параметр разрешения РЛС соответственно по дальности и азимуту.

Обозначим  $V_{dmax}, V_{azmax}$  - максимальные априорные значения предельных скоростей изменения дальности и азимута соответственно.

Модель движения цели между обзорами учитывается следующим образом. Физически цель может иметь  $(i, j)$ -е значение вектора на  $k$ -м обзоре только в том случае, если на  $(k-1)$ -м обзоре цель находилась в одном из следующих каналов:

$$x_{k,i,j} = x_{k-1,n,m} \Big|_{\substack{n=i-q_d \dots i+q_d \\ m=j-q_{az} \dots j+q_{az}}}$$

где  $q_d, q_{az}$  - диапазоны возможных изменений параметров движения цели между  $k$ -м и  $(k-1)$ -м обзорами, которые определяются по формулам

$$q_d = \left\lfloor \frac{V_{dmax} T_{обз}}{\delta R} \right\rfloor, q_{az} = \left\lfloor \frac{V_{azmax} T_{обз}}{\delta\alpha} \right\rfloor,$$

где  $\lfloor \cdot \rfloor$  - целая часть числа;  $T_{обз}$  - период обзора РЛС. При этом ограничения, связанные с необходимостью формирования различных моделей движения [9], не накладываются.

На рис. 1 приведена поясняющая иллюстрация к учету модели движения цели между  $k$ -м и  $(k-1)$ -м обзорами.

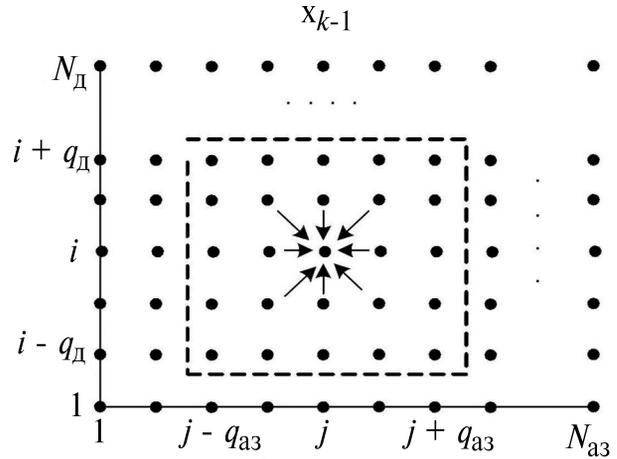


Рис. 1. Иллюстрация к вопросу учета модели движения цели между двумя соседними обзорами. Пунктирной линией выделена область возможного перехода параметров цели между  $k$ -м и  $(k-1)$ -м обзорами.

С учетом введенных обозначений статистика решающего правила  $I_k(x_k)$  [3] при межобзорном накоплении имеет вид

$$I_k(x_k) = z_k^2 + \max_{x_{k-1} \in \Omega(x_k)} [I_{k-1}(x_{k-1})], \quad (1)$$

где  $x_{k-1} \in \Omega(x_k)$  - область возможного перехода параметров цели между  $k$ -м и  $(k-1)$ -м обзорами, в пределах которых могут измениться параметры цели. Размер области возможного перехода  $\Omega(\bullet)$ , в которой осуществляется максимизация статистик решающего правила (1), для двухкоординатной РЛС определяется следующим образом:

$$\Omega(x_k) = \left\{ \begin{matrix} i - q_d, \dots, i + q_d \\ j - q_{az}, \dots, j + q_{az} \end{matrix} \right\}.$$

При формировании статистики решающего правила  $I_k(x_k)$  на  $k$ -м обзоре для  $(i, j)$ -го значения вектора  $x_k$  в выражении (1) используются следующие величины: отсчеты  $z_k^2$  с выхода блока первичной обработки, соответствующие  $(i, j)$ -му каналу обнаружения ( $z_{k,i,j}^2$ ) и максимум статистики решающего правила с  $(k-1)$ -го обзора:  $I_{k-1}(x_{k-1})$ .

После накопления данных с  $K$  обзоров выполняется сравнение статистики решающего правила (1) с порогом обнаружения согласно формуле

$$I_K(x_K)_{i,j} \Big|_{\substack{i=1 \dots N_d \\ j=1 \dots N_{az}}} \geq I_0, \quad (2)$$

где  $I_0$  - порог обнаружения, выбираемый по критерию Неймана-Пирсона.

При превышении порога принимается решение о наличии цели и определяется траектория цели за  $K$  обзоров.

Параметры траектории цели на  $K$ -м обзоре определяются согласно выражению

$$x_{K,i,j} \Big|_{I_K(x_K)_{i,j} \geq I_0} = \arg \left\{ I_K \left( \arg \left\{ I_{K-1} \left( \arg \left( I_{K-2} (\dots)^{i-q_d \dots i+q_d} \right) \right) \right\} \right) \right\}^{i-q_d \dots i+q_d} \Big|_{j-q_{a3} \dots j+q_{a3}}$$

На рис. 2 показан процесс формирования «скользящего» окна при накоплении данных с  $K$  обзоров.

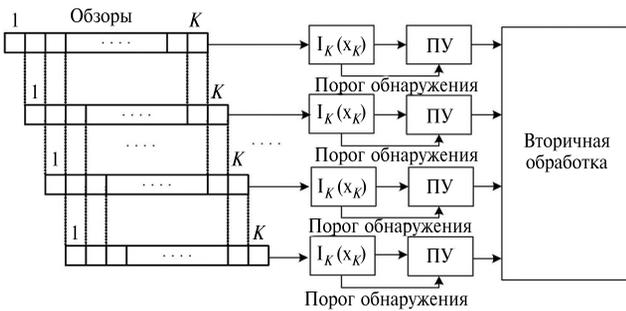


Рис. 2. Формирование «скользящего» окна по обзорам.

Количество обзоров  $K$  на практике не должно быть больше шести [10], а алгоритмы межобзорного накопления целесообразно применять на этапе завязки и обнаружения траектории. При таком подходе фактически объединяются этапы первичной и вторичной обработки радиолокационной информации (этапы обнаружения и завязки траекторий).

Аналитическое вычисление закона распределения вероятностей статистики решающего правила  $I_K(x_K)$  может быть найдено для шума с нормальным законом распределения [11]. В случае если шум имеет негауссовский закон распределения вероятностей, то аналитическое вычисление распределения вероятностей статистики (2) при межобзорном накоплении затруднено [10].

В известных работах порог обнаружения  $I_0$  вычисляется либо при помощи математического моделирования методом Монте-Карло [12], либо с использованием аппарата характеристических функций [13, 14]. Ниже рассмотрено применение результатов теории экстремальных статистик [15] для вычисления порога обнаружения  $I_0$  в соответствии с критерием Неймана–Пирсона.

## 2. ИНТЕГРАЛЬНАЯ ФУНКЦИЯ ЭКСТРЕМАЛЬНЫХ ЗНАЧЕНИЙ

Теория экстремальных статистик используется для анализа закона распределения вероятностей экстремальных значений случайных величин. Одной из важнейших теорем данной теории является теорема Пикандса–Балкема–де Хаана о сходимости функции распределения  $F(y)$  экстремальных значений случайной величины, превысивших ненулевой порог  $u$  к обобщенному распределению Парето [16]:

$$F(y) = 1 - \frac{L}{N} \left( 1 + c \frac{x - u}{a} \right)^{-\frac{1}{c}},$$

где  $a, c$  - параметры обобщенного распределения Парето;  $u$  - порог, фиксирующий выбросы случайной величины;  $L$  - число отсчетов случайных величин, превысивших порог  $u$ ;  $N$  - общее число отсчетов. Для выбора порога  $u$  в теории экстремальных статистик используются два метода: метод блочного максимума [17] и метод превышения порогового значения (ППЗ) [18], в котором порог  $u$  выбирается таким образом, чтобы он не был превышен более в 10% отсчетов случайной величины.

Для вычисления параметров распределения Парето  $a, c$  существует большое количество методов, в частности, метод максимального правдоподобия [19], в котором оценка параметров находится из условия максимизации функции:

$$L(a, c) = -\ln(a)L - \left( 1 + \frac{1}{c} \right) \sum_{i=0}^{L-1} \ln \left( 1 + c \frac{y_i - u}{a} \right), \quad (3)$$

где  $L$  - число отсчетов на входе анализируемой выборки, которые превысили порог  $u$ , выбираемый в соответствии с методом ППЗ.

Отметим, что фактически использование теоремы Балкема–де Хаана–Пикэндса об аппроксимации периферийной части («хвоста») любого распределения обобщенным распределением Парето позволяет адаптировать схему стабилизации уровня ложной тревоги при априорно неизвестном законе распределения вероятностей отсчетов

на входе ПУ. Недостатком данного подхода является необходимость поиска по двум параметрам и необходимость использования большого объема выборки  $N$ .

В работе [10] порог обнаружения при межобзорном накоплении вычисляется на основе постобработки данных результатов накопления и оценки коэффициентов  $a, c$  с использованием выражения (3). Однако и при этом необходим объем выборки  $N = 1000$ , что затрудняет реализацию данного алгоритма на практике.

Для практической реализации алгоритмов межобзорного накопления предложено проводить формирование выборки  $\mathbf{I}_K(\mathbf{x}_K)_{i,j}$ , необходимой для оценки параметров распределения Парето, в «скользящем» окне, аналогично принятому при стабилизации уровня ложной тревоги на этапе первичной обработки радиолокационной информации [4].

В предположении использования двухкоординатной РЛС введем следующие обозначения:  $M_d, M_{az}$  – размер «скользящего» окна и  $m_d, m_{az}$  – размер защитного интервала при формировании «скользящего» окна ( $m_d < M_d, m_{az} < M_{az}$ ). Величина защитного интервала вычисляется в соответствии с выражениями

$$m_d = q_d K, m_{az} = q_{az} K.$$

Объем выборки  $\mathbf{I}_K(\mathbf{x}_K)_{i,j}$ , используемый для оценки параметров распределения Парето, определяется как

$$M = 2(M_d - m_d) \times 2(M_{az} - m_{az}).$$

С практической точки зрения для оценки параметров  $a, c$  обобщенного распределения Парето целесообразнее использовать метод моментов [20], который позволяет оценить  $a, c$  в случае небольшого объема выборки  $N$ .

Обозначим массив  $y$  с элементами «скользящего» окна через

$$y = \left\{ \mathbf{I}_k(\mathbf{x}_k)_{n,m} \right\}_{\substack{n=i-M_d \dots i+M_d \\ m=j-M_{az} \dots j+M_{az}}}.$$

На первом этапе проводим сортировку элементов массива  $y$  по возрастанию. После сортировки  $0,1 M$  максимальных элементов массива  $y$  записываются в одномерный массив  $s$ , размерность которого равна  $0,1 M$ . В качестве порога  $u$  выбирается элемент с индексом  $0,1 M$  отсортированного массива  $y$ . Затем из элементов массива  $s$  вычитается порог  $u$ :

$$\mathbf{h} = \{s_k - u\}_{k=0}^{0,1M-1}.$$

На втором этапе находим математическое ожидание  $M\{\mathbf{h}\}$  и дисперсию элементов массива  $D\{\mathbf{h}\}$ .

На третьем этапе оцениваются параметры распределения Парето  $a, c$  в соответствии с выражениями

$$\hat{c} = 0,5 \left( \frac{M\{\mathbf{h}\}^2}{D\{\mathbf{h}\}} - 1 \right), \hat{a} = 0,5 M\{\mathbf{h}\} \left( \frac{M\{\mathbf{h}\}^2}{D\{\mathbf{h}\}} + 1 \right). \quad (4)$$

На заключительном этапе вычисляется порог обнаружения в соответствии с выражением

$$I_0 = u + \frac{\hat{a}}{\hat{c}} \left( \left( F_1 \frac{M}{0,1M} \right)^{-\hat{c}} - 1 \right), \quad (5)$$

где  $F_1$  – вероятность ложной тревоги на один канал обнаружения.

На рис. 3 представлена структурная схема блока стабилизации уровня ложных тревог, в основе которого лежит алгоритм, основанный на теории экстремальных значений.

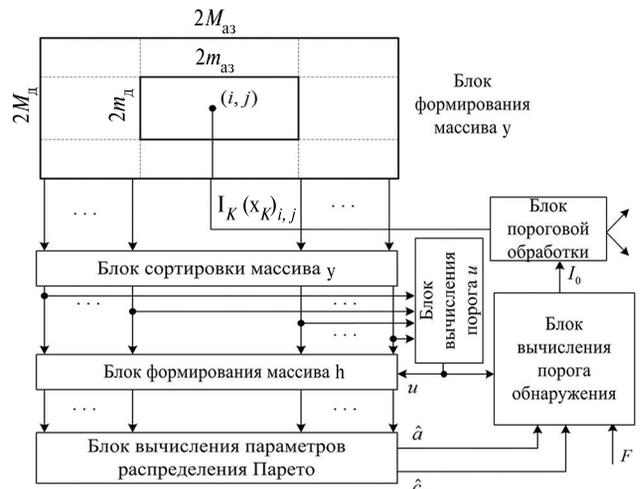


Рис. 3. Структурная схема блока стабилизации уровня ложной тревоги.

На рис. 3 блок сортировки массива  $y$  осуществляет сортировку массива  $y$  по возрастанию. Максимальные  $0,1 M$  элементов отсортированного массива  $y$  записываются в массив  $s$ .

### 3. ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ ПРЕДЛАГАЕМОГО АЛГОРИТМА СТАБИЛИЗАЦИИ УРОВНЯ ЛОЖНОЙ ТРЕВОГИ

Для проверки эффективности предлагаемого алгоритма стабилизации уровня ложных тревог проведен ряд вычислительных экспериментов без введения априорных предположений о законе распределения шума.

Моделирование проводили при следующих параметрах: цель движется от обзора к обзору

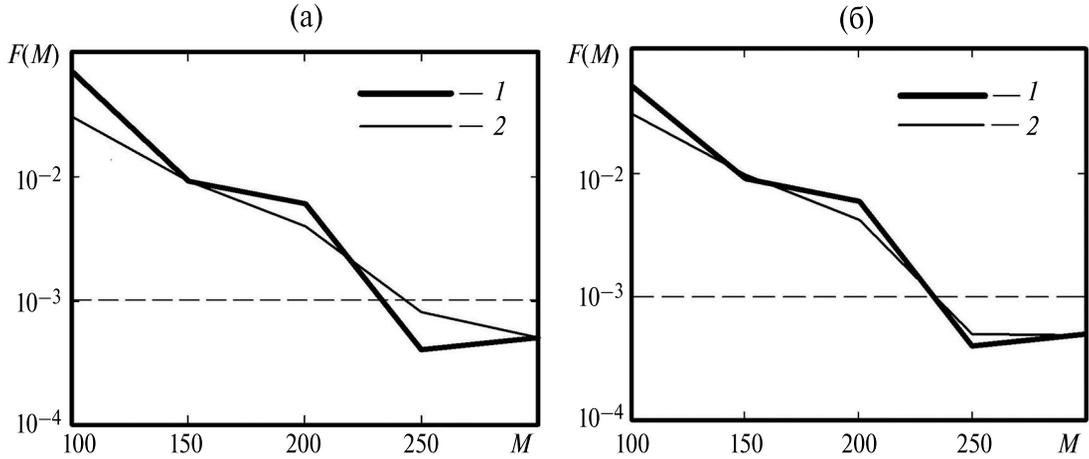


Рис. 4. Зависимости вероятности ложной тревоги от объема выборки  $M$  для распределения Релея при  $q_d q_{аз} = 40$  (а) и  $q_d q_{аз} = 20$  (б):  $K = 6$  (1) и 4 (2); штриховая линия – заданное значение вероятности ложной тревоги.

в направлении на РЛС, количества каналов по дальности и азимуту соответственно  $N_d = 600, N_{аз} = 60$ , разрешение по дальности  $\delta R = 150$  м, по азимуту  $\delta \alpha = 1^\circ$ ; период обзора  $T_{обз} = 2$  с, количество обзоров меняется в диапазоне  $K = 2, 4, 6$ , максимальная скорость цели по дальности  $V_{dmax} = 400$  м/с, по азимуту  $V_{\alpha max} = 1^\circ/\text{с}$ , скорость цели  $V_d = 300$  м/с. При заданных параметрах –  $q_d = 12, q_{аз} = 4$  – размеры защитных интервалов выбираются следующими:  $m_d = 24, m_{аз} = 4$  при  $K = 2$ ;  $m_d = 48, m_{аз} = 8$  при  $K = 4$ ;  $m_d = 72, m_{аз} = 12$  при  $K = 6$ . Объем выборки  $M$  меняется от 64 до 300. Флуктуации амплитуды цели соответствуют модели Сверлинга 1 [4].

На рис. 4 представлены зависимости вероятностей  $F$  ложной тревоги от объема  $M$  выборки, получаемые при использовании предлагаемого алгоритма стабилизации уровня ложных тревог при различных условиях: шум с распределением Релея при  $q_d q_{аз} = 40$  (см. рис. 4а) и  $q_d q_{аз} = 20$  (см. рис. 4б) и при  $K = 4$  и 6. Заданное значение вероятности ложной тревоги  $10^{-3}$ .

Анализ зависимостей показывает, что вероятность ложной тревоги при увеличении объема  $M$  выборки стремится к требуемому значению  $10^{-3}$ , что можно объяснить более точным вычислением параметров распределения Парето  $c, a$  при наращивании числа наблюдений.

На рис. 5 представлены зависимости вероятности ложной тревоги в случае шума с законом распределения Вейбулла и различными значениями коэффициентов масштаба и формы данного распределения.

Анализ зависимостей показывает, что при использовании предлагаемого алгоритма стабилизации уровня ложной тревоги происходит адаптация к виду распределения и его параметрам.

На рис. 6 приведены характеристики обнаружения  $D(Q)$  предлагаемого алгоритма стабилизации уровня ложной тревоги. Анализ проводился с использованием алгоритма вычисления порога обнаружения на основе постобработки данных межобзорного накопления [10]. Зависимости построены для случая  $K = 6, q_d q_{аз} = 40$ , вероятность ложной тревоги  $F = 10^{-5}, M = 250$ , число опытов при вычислении порога обнаружения в [10]  $N = 1000$ .

Анализ зависимостей показывает, что при использовании предлагаемого алгоритма стабилизации наблюдаются незначительные потери

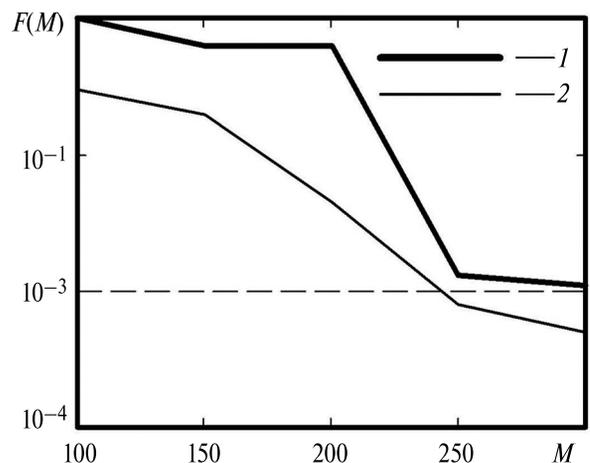


Рис. 5. Зависимости вероятности ложной тревоги от объема выборки  $M$  для распределения Вейбулла при  $K = 6, q_d q_{аз} = 40$ : кривая 1 – коэффициенты масштаба 2.0 и формы 1.0, кривая 2 – коэффициенты масштаба 1.0 и формы 2.0.

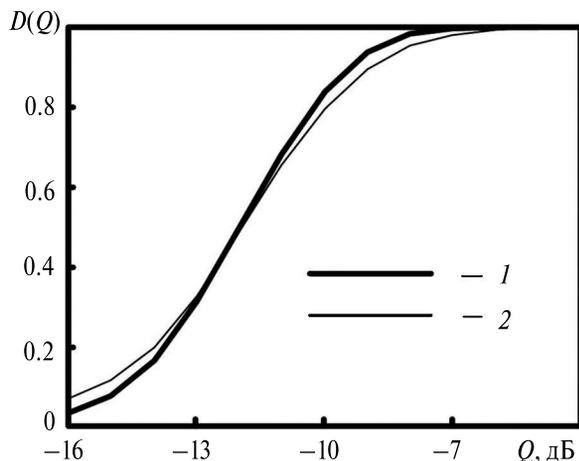


Рис. 6. Характеристики обнаружения алгоритма межобзорного накопления: кривая 1 соответствует известному алгоритму вычисления порога обнаружения [10], кривая 2 – предлагаемому алгоритму.

в пороговом отношении сигнал–шум, не превышающие 0.4 дБ при  $M = 250$ . При дальнейшем увеличении  $M$  до 300 потери уменьшаются до 0.1 дБ. Уменьшение потерь в пороговом отношении сигнал–шум связано с увеличением точности оценки параметров распределения Парето  $\hat{c}, \hat{a}$  при возрастании объема выборки  $M$ .

### ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Таким образом, предложен и проанализирован адаптивный алгоритм стабилизации уровня ложных тревог, применяемый при межобзорном накоплении. Предложенный алгоритм основан на теории экстремальных значений и может применяться в реальном времени. Его полезным свойством является инвариантность к виду и параметрам закона распределения вероятностей шума.

Оценка параметров распределения Парето (4), функция распределения которого аппроксимирует эмпирическую функцию распределения отсчетов статистики решающего правила (1) на входе ПУ, производится методом моментов согласно (4). При адаптации порога потери в пороговом отношении сигнал–шум незначительны и составляют 0,1 дБ, при объеме выборки  $M = 300$ . Полученный адаптивный алгоритм стабилизации вероятности  $F$  ложной тревоги позволяет реализовать его практически в реальном масштабе времени. При этом не вводятся априорных предположений о законе распределения отсчетов на входе порогового устройства.

Авторы данной работы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Сосулин Ю.Г. Теория обнаружения и оценивания стохастических сигналов. М.: Советское радио, 1978.
2. Ширман Я.Д., Манжос В.Н. Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. М.: Радио и связь, 1981.
3. Arnold J. // IEEE Trans. 1993. V. AES-29. № 1. P. 44.
4. Бакулев П.А. Радиолокационные системы. М.: Радиотехника, 2015.
5. Финкельштейн М.И. Основы радиолокации. М.: Радио и связь, 1983.
6. Serine M. Weibull Radar Clutter. L.: Peter Peregrinus Ltd, 1990.
7. Watts S. Sea Clutter: Scattering, the K Distribution and Radar Performance. L.: The Institution of Engineering and Technology, 2006.
8. Марковская теория оценивания случайных процессов / Под ред. М.С. Ярлыкова. М.: Радио и связь, 1993.
9. Радиоэлектронные комплексы навигации, прицеливания и управления вооружением летательных аппаратов. Т. 2. Применение авиационных радиолокационных комплексов при решении боевых и навигационных задач / Под ред. М.С. Ярлыкова. М.: Радиотехника, 2012.
10. Johnson L. // IEEE Trans. 2002. V. AES-38. № 1. P. 228.
11. Tonissen S. M., Evans R. J. // IEEE Trans. 1996. V. AES-32. № 10. P. 1440.
12. Yi W. // IEICE Trans. Commun. 2013. V. 16. № 1. P. 291.
13. Belokurov V.A., Koshelev V.I., Kagalenko M.V. // Proc. 2019 8th Mediterranean Conf. on Embedded Computing (MECO). Budva. 10-14 Jun. N.Y.: IEEE, 2019. Paper No. 8760010.
14. Кошелев В.И., Белокуров В.А. // Цифровая обработка сигналов. 2018. № 4. С. 50.
15. Gumbel E. J. Statistics of Extremes. N.Y.: Mineola, 2000.
16. Guida M., Iovino D., Longo M. // IEEE J. Selected Areas Commun. V. 6. № 1. 1988.
17. Лухарев В.А. Цифровые методы и устройства в радиолокации. М.: Сов. радио, 1973.
18. Coles S. An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values. L.: Springer, 2001.
19. Castillo J. Estimation of Generalized Pareto Distribution. Statistics and Probability Letters. N.Y.: Elsevier, 2009.
20. Cowan G. Statistical Data Analysis. Oxford: Oxford Univ. Press, 1998.

# ADAPTATION OF DETECTION THRESHOLDS BASED ON THE RESULTS OF MULTI-FRAME ACCUMULATION RADAR SIGNALS AGAINST THE BACKGROUND OF NON-GAUSSIAN NOISE

**V. I. Koshelev, V. A. Belokurov\***

*Ryazan State Radiotechnical University named after V.F. Utkin,*

*Gagarin str., 59/1, Ryazan, 390005 Russia*

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

Received May 27, 2024, revised May 27, 2024, accepted June 24, 2024

An algorithm for stabilizing the false alarm rate is proposed, based on the approximation of the probability distribution density of the decisive statistics counts during multi-frame accumulation against the background of noise described by the Rayleigh and Weibull distributions. It is shown that the proposed algorithm for stabilizing the false alarm rate is adaptive and invariant to the noise distribution law.

*Keywords:* probability density approximation, multi-frame accumulation