УДК 629.052.7

СТАБИЛИЗАЦИЯ УРОВНЯ ЛОЖНОЙ ТРЕВОГИ ПРИ ОБНАРУЖЕНИИ ОБЪЕКТА НА ФОНЕ НЕГАУССОВСКОГО ШУМА

В. А. Белокуров, к.т.н., доцент кафедры РТС РГРТУ; belokurov.v.a@rsreu.ru

Рассматривается задача вычисления порогового уровня обнаружения при межобзорном накоплении сигналов, отражённых от малоразмерного объекта на фоне негауссовского шума. Целью работы является разработка аналитического метода вычисления порога обнаружения при межобзорном накоплении. Предложено использовать аппарат характеристических функций для вычисления плотности распределения достаточной статистики на входе порогового устройства. Для оценки эффективности предлагаемого метода проводилось сравнение порогов обнаружения, вычисленных предлагаемым методом, и порогов, вычисленных с помощью имитационного моделирования при различных значениях негауссовского шума и вероятностях ложной тревоги.

Ключевые слова: характеристическая функция, численное интегрирование, метод прямоугольников, плотность распределения вероятностей и функция распределения, гамма-распределение.

DOI: 10.21667/1995-4565-2018-66-4-1-22-28

Введение

Применение современной элементной базы позволяет реализовать на практике методы обработки радиолокационной информации, которые сочетают в себе алгоритмы, реализуемые на этапах первичной и вторичной обработки. Решение о наличии или отсутствии объекта в секторе поиска принимается по результатам накопления информации с нескольких обзоров. При этом учитывается возможное перемещение объекта наблюдения между обзорами. Решающее правило для межобзорного обнаружения синтезируется на основе рекуррентного вычисления отношения правдоподобия [1, 2].

Одной из основных проблем алгоритмов межобзорного обнаружения является пороговая обработка [3], в частности аналитическое вычисление плотности распределения достаточной статистики на входе порогового устройства при гипотезе H₀, которое возможно только для случая гауссовского шума.

Основным подходом к решению данной проблемы в настоящее время является использование теории экстремальных значений, в частности теоремы Фишера-Типпета-Гнеденко [4], основной вывод которой заключается в том, что хвост любого распределения аппроксимируется обобщённым распределением Парето. Недостатком данного подхода является необходимость формирования выборки отсчётов достаточной статистики на входе порогового устройства для оценки параметров обобщённого распределения Парето при гипотезе H₀. В работе [5] показано, что число отсчётов в выборке должно быть не менее 1000 при использовании теории экстремальных значений, основанной на методе превышения порога, который вычисляется эвристическим путём [5]. По этой причине использование данного метода для вычисления порога обнаружения в реальном времени затруднительно.

Цель работы – разработка метода аналитического вычисления порога обнаружения при межобзорном накоплении отражённых от объектов сигналов на фоне негауссовского шума. Использование предлагаемого метода вычисления порога обнаружения позволит выполнять стабилизацию уровня ложной тревоги в реальном времени.

Постановка задачи

На каждом обзоре с выхода корреляционнофильтровой схемы построения обработки радиолокационной информации [6] поступает массив отсчётов $\mathbf{z}_k = \{z_{i,j}^k\}_{i=0...N_r-1}$, который представляет $j=0...N_r-1$

собой N_f отсчётов амплитудного спектра в N_R каналах по дальности.

Каждый (i,j)-й элемент массива \mathbf{z}_k для случая наличия или отсутствия сигнала имеет вид [7]:

$$z_{i,j}^{k} = \begin{cases} n_{i,j}^{k}, & \text{гипотеза H}_{0}, \\ A + n_{i,j}^{k}, & \text{гипотеза H}_{1}, \end{cases}$$

где $n_{i,j}^k$ – отсчёт шума в (i,j)-м канале на k-м обзоре; A – значение отсчёта амплитудного спектра сигнала, меняющееся от обзора к обзору в соответствии с выбранной моделью флуктуаций Сверлинга [8]. В данной работе рассмотрен случай флуктуаций в соответствии с моделью Сверлинга I. Плотность распределения вероятностей амплитуды A p(A) имеет вид:

$$p(A) = \frac{A}{\overline{q}^2} \exp(-\frac{A^2}{2\overline{q}^2}),$$

где \bar{q} – среднее значение отношения сигналшум.

При вычислении отсчётов амплитудного спектра на выходе блока БПФ в каждом канале по дальности выполняется операция возведения в квадрат модулей комплексных чисел, что приводит к изменению закона распределения шума [7]. Отсчёты $z_{i,j}^k$ (гипотеза H₀) распределены в соответствии с гамма-распределением:

$$p(z_{i,j}^{k}) = \frac{(z_{i,j}^{k})^{t-1} \exp(-\frac{z_{i,j}^{k}}{s})}{\Gamma(t)s^{t}}$$

где *s*, *t* – параметры гамма-распределения; Г() – гамма-функция.

Экспериментально установлено [9], что шум имеет гамма-распределение в случаях работы при малых углах места, обнаружении объектов на фоне морской поверхности, в радарах со сверхвысоким разрешением по дальности.

В работе [10] рассмотрен синтез алгоритма обнаружения малоразмерного объекта с учётом межобзорного накопления и возможного перемещения. Достаточная статистика $I(\mathbf{x}_k)$ на *k*-м обзоре имеет вид [9]:

$$I(\mathbf{x}_{k}) = \max_{\mathbf{x}_{k-1} \in \Omega_{k-1}} \{ I(\mathbf{x}_{k-1}) \} + z_{i,j}^{k}, \qquad (1)$$

где \mathbf{x}_k – вектор состояния объекта на *k*-м обзоре; max() – операция максимизации достаточной статистики $I(\mathbf{x}_{k-1})$, вычисленной на *k*-1-м обзоре; Ω_{k-1} – область в координатах вектора состояний \mathbf{x}_{k-1} на *k*-1-м обзоре. В состав вектора состояний \mathbf{x}_{k-1} на *k*-1-м обзоре. В состав вектора состояний $\mathbf{x}_k = [x_k \quad vx_k \quad y_k \quad vy_k]^T$ входят: x_k, y_k – координаты объекта; vx_k, vy_k – скорость объекта; T – символ транспонирования. Взаимосвязь вектора состояний \mathbf{x}_k на *k*-м обзоре и вектора состояний \mathbf{x}_{k-1} на *k*-1-м обзоре определяются переходной матрицей **F**, элементы которой определяются моделью изменения координат движения объекта. В данной работе рассмотрен случай линейного равномерного движения. Переходная матрица для данного случая имеет вид [11]:

$$\mathbf{x}_{k} = \mathbf{F}\mathbf{x}_{k-1} = \begin{bmatrix} 1 & T & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & T \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \mathbf{x}_{k-1},$$

где T – период обзора. Размер области $\Omega_{k-1} = \{\Omega_{x\min k-1}, \Omega_{x\max k-1}, \Omega_{y\min k-1}, \Omega_{y\max k-1}\}$ определяется следующим образом:

$$\begin{split} \Omega_{x\max k-1} &= x_{k-1} + v_{x\max}T; \\ \Omega_{x\min k-1} &= x_{k-1} - v_{x\max}T; \\ \Omega_{y\max k-1} &= y_{k-1} + v_{y\max}T; \\ \Omega_{y\max k-1} &= y_{k-1} - v_{y\max}T, \end{split}$$

где $v_{x \max}, v_{y \max}$ – максимальные априорные скорости объекта по координатам движения объекта.

На рисунке 1 показан процесс формирования достаточной статистки (1) на *k*-м обзоре.



Рисунок 1 – Формирование достаточной статистики $I(\mathbf{x}_k)$

Решение об обнаружении объекта принимается путём сравнения (1) с порогом обнаружения *th*:

$$I(\mathbf{x}_{K-1}) > th ,$$

где K – количество обзоров, информация с которых накапливается. Оценка параметров движения объекта определяется в соответствии с выражением:

$$\hat{\mathbf{x}}_{K-1} = \underset{k=0...K-1}{\operatorname{arg}} (I(\mathbf{x}_{k})),$$
если $I(\mathbf{x}_{K-1}) > th.$

Порог обнаружения *th* вычисляется в соответствии с критерием Неймана - Пирсона.

Задача вычисления порога обнаружения *th* заключается в вычислении плотности распределения достаточной статистки $I(\mathbf{x}_k)$ (при гипотезе H₀) на *K*-1-м обзоре и определении площади под «хвостом» распределения, соответствующей заданной вероятности ложной тревоги *F*.

Плотность распределения на входе порогового устройства

Достаточная статистка $I(\mathbf{x}_{K-1})$ представляет собой сумму двух случайных величин: отсчёт $z_{i,j}^{K-1}$ и максимальное значение достаточной статистки $I(\mathbf{x}_{K-2})$ в области Ω_{K-2} . Плотность рас-

пределения вероятности суммы двух случайных величин равна свёртке плотностей [12]:

$$p_{I(\mathbf{x}_{K-1})}(x) = p_{I(\mathbf{x}_{K-2})_{\max}}(x) * p_{z^{i,j}}(x),$$

где * – операция свёртки; $p_{I(\mathbf{x}_{K-2})_{\max}}(x)$ – плотность распределения вероятности максимального значения достаточной статистки $I(\mathbf{x}_{K-2})$ в области Ω_{K-2} .

Функция распределения максимального элемента в выборке N_{Ω} случайных элементов, имеющих функцию распределения $F_x(x)$, имеет вид [12]:

$$F_x \quad (x) = F_x(x)^{N_\Omega} \, .$$

Плотность распределения максимального элемента $p_{I(\mathbf{x}_{k-2})_{\max}}$ в выборке N_{Ω} случайных элементов с плотностью распределения $p_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(x)$ имеет вид:

$$p_{I(\mathbf{x}_{k-2})_{\max}}(x) =$$

$$= N_{\Omega} (F_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(x))^{N_{\Omega}-1} p_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(x).$$
(2)

С учётом последних двух выражений, плотность $p_{I(\mathbf{x}_{t-1})}(x)$ имеет вид:

$$p_{I(\mathbf{x}_{k-1})}(x) =$$

$$= (N_{\Omega}F_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(x)^{N_{\Omega}-1}p_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(x)) * p_{z_{k-2}^{I_{j}}}(x).$$
(3)

Выражение (3) определяет последовательность действий для вычисления плотности $p_{I(\mathbf{x}_{k-1})}(x)$ на каждом *k*-м обзоре.

В случае, если закон распределения отсчётов $z_{i,j}^k$ отличается от нормального, аналитическое вычисление выражения (2) невозможно [2].

Известно [12], что характеристическая функция (ХФ) полностью описывает распределения случайной величины. Кроме того, ХФ суммы [12] двух случайных величин определяется произведением ХФ слагаемых. С учётом ХФ выражение (3) можно представить в виде:

$$\theta_{I(\mathbf{x}_{k-1})}(v) = \theta_{I(\mathbf{x}_{k-2})_{\max}}(v) \ \theta_{p(z_{i,j}^{k-1})}(v), \tag{4}$$

где $\theta_{I(\mathbf{x}_{k-1})}(v)$ – ХФ достаточной статистики $I(\mathbf{x}_{k-1})$ на k-1-м обзоре; $\theta_{I(\mathbf{x}_{k-2})_{\max}}(v)$ – ХФ максимального значения достаточной статистки $I(\mathbf{x}_{k-2})$ в области Ω_{k-2} ; $\theta_{p(z_{i,j}^{k-1})}(v)$ – ХФ отсчёта $z_{i,j}^{k}$. ХФ гамма-распределения ХФ:

$$\theta_{p(z_{i,i}^{k-1})}(v) = (1 - e^{-siv})^{-k},$$

где *і* – мнимая единица.

ХФ $\theta_{I(\mathbf{x}_{k-1})}(v)$ и плотность распределения $p_{I(\mathbf{x}_{k-1})}(x)$ связаны прямым и обратным преобразованиями Фурье [12]:

$$p_{I(\mathbf{x}_{k-1})}(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \theta_{I(\mathbf{x}_{k-1})}(v) e^{-ivx} dv;$$

(5)
$$\theta_{I(\mathbf{x}_{k-1})}(v) = \int_{-\infty}^{\infty} p_{I(\mathbf{x}_{k-1})}(x) e^{ivx} dx.$$

Порог обнаружения th определяется:

$$F = \int_{th}^{\infty} p_{I(\mathbf{x}_{K-1})}(x) \, \mathrm{d}x$$

Численное интегрирование ХФ

Рассмотрим применение метода численного интегрирования для вычисления интегралов (5).

Аппроксимация с помощью БПФ основана на простейшем численном интегрировании, в частности методе прямоугольников.

$$p_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-ixv} \theta_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(v) \, \mathrm{d}v \approx$$
$$\approx \frac{1}{2\pi} \int_{-c}^{c} e^{-ixv} \theta_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(v) \, \mathrm{d}v,$$

где c – интервалы интегрирования ХФ. Разобьем интервал интегрирования плотности распределения вероятностей [a,b] на N частей. Шаг сетки интегрирования h и координаты узлов имеют вид:

$$h = \frac{b-a}{N}, c = \frac{\pi}{h}, y_k = a + h \cdot k$$

где *k*=0...*N*-1.

=

Значения плотности распределения вероятностей в узлах сетки *y_k* имеют вид:

$$p_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(y_k) \approx \frac{1}{2\pi} \int_{-c}^{c} e^{-iy_k v} \theta_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(v) dt =$$
$$= \int_{-\frac{N}{2(b-a)}}^{\frac{N}{2(b-a)}} e^{-2\pi i u y_k} \theta_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(2\pi u) du.$$

Используя правило прямоугольников, последнее выражение можно представит в виде:

$$p_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(y_{k}) \approx \frac{\sum_{j=0}^{N-1} e^{-2\pi i u_{j} y_{k}} \theta_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(2\pi u_{j})}{b-a} =$$

$$= \frac{\sum_{j=0}^{N-1} e^{-\frac{2\pi i}{N} (\frac{a}{h}+k)(j-\frac{N-1}{2})} \theta_{I(\mathbf{x}_{k-2})} (\frac{2\pi}{b-a}(j-\frac{N}{2}))}{b-a} = (6)$$

$$= \frac{(-1)^{(\frac{a}{b-a}+\frac{k}{N})N}}{b-a} \sum_{j=0}^{N-1} (-1)^{(\frac{2a}{b-a})j} \times \\ \times \theta_{I(\mathbf{x}_{k-2})} (\frac{2\pi}{b-a}(j-\frac{N}{2})) e^{-\frac{2\pi i jk}{N}},$$

где $u_j = (j - \frac{N}{2})(b - a)^{-1}$ – шаг сетки в координатах ХФ.

Аналогично вычисляется ХФ:

$$\theta_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(u_{j}) =$$

$$= (b-a)(-1)^{-(\frac{a}{b-a}+\frac{j}{N})N} \sum_{k=0}^{N-1} (-1)^{-\frac{2a}{b-a}k} \times$$
(7)
$$\times p_{I(\mathbf{x}_{k-2})}((b-a)(-1)^{-(\frac{a}{b-a}+\frac{k}{N})N})e^{\frac{2\pi i jk}{N}}.$$

Анализ выражения (6) показывает, что для вычисления $p_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(y_k)$ необходимо:

- вычислить отсчёты ХФ в узлах $\frac{2\pi}{b-a}(j-\frac{N}{2});$

– умножить значения ХФ $\theta_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(2\pi u_j)$ на отсчёты:

$$\left\{\mathbf{W}_{1}\right\}_{i}^{N-1} = \left\{\left(-1\right)^{\left(\frac{2a}{b-a}\right)i}\right\}_{i=0}^{N-1}$$

вычислить БПФ произведения:

$$\left\{ (-1)^{(\frac{2a}{b-a})j} \theta_{I(\mathbf{x}_{k-2})} (\frac{2\pi}{b-a} (j-\frac{N}{2})) \right\}_{i=0}^{N-1}$$

– отсчёты с выхода блока БПФ умножим:

$$\left\{\mathbf{W}_{2}\right\}_{i}^{N-1} = \left\{\frac{\left(-1\right)^{\left(\frac{a}{b-a}+\frac{k}{N}\right)N}}{b-a}\right\}_{i=0}^{N-1}$$

Анализ выражения (7) показывает, что для вычисления ХФ $\theta_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(u_j)$ необходимо:

– умножить отсчёты $p_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(y_k)$ на вектор:

$$\left\{\mathbf{W}_{3}\right\}_{i}^{N-1} = \left\{\left(-1\right)^{-\frac{2a}{b-a}k}\right\}_{i=0}^{N-1};$$

– выполнить ОБПФ;

отсчёты с выхода блока ОБПФ умножить:

$$\left\{\mathbf{W}_{4}\right\}_{i}^{N-1} = \left\{(b-a)(-1)^{-\left(\frac{a}{b-a}+\frac{j}{N}\right)N}\right\}_{i=0}^{N-1}.$$

Алгоритм выбора порога обнаружения

Выражения (6), (7) и (4) определяют последовательность действий, для вычисления плотности $p_{I(\mathbf{x}_{k-1})}(x)$ в (2):

1) на *k*-1-м обзоре вычисляем ХФ $\theta_{I(\mathbf{x}_{k-2})_{\max}}(v)$ с помощию (7) от плотности $p_{I(\mathbf{x}_{k-2})_{\max}}$. Для вычисления плотности распределения $p_{I(\mathbf{x}_{k-2})_{\max}}$ необходимо знание $F_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(x)$. С учётом того, что плотность $p_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(x)$ вычисля-

ется численно с помощью (6) в узлах y_k , функцию распределения $F_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(x)$ вычислим в этих же узлах:

$$F_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(y_k) = \sum_{i=0}^k p_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(y_k)h.$$
(8)

Плотность $p_{I(\mathbf{x}_{k-2})_{\max}}(x)$ вычисляется в узлах сетки y_k :

$$p_{I(\mathbf{x}_{k-2})_{\max}}(y_k) = N_{\Omega}(F_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(y_k))^{N_{\Omega}-1} p_{I(\mathbf{x}_{k-2})}(y_k).$$
(9)

После вычисления выражения (9) подставим $p_{I(\mathbf{x}_{k-2})_{\max}}(y_k)$ в выражение (7). В результате вычислим $\theta_{I(\mathbf{x}_{k-2})_{\max}}(v)$;

2) используя ХФ $\theta_{I(\mathbf{x}_{k-2})_{\max}}(v)$, вычислим $\theta_{I(\mathbf{x}_{k-1})}(v)$ с помощью (4);

3) с помощью (6) вычислим $p_{I(\mathbf{x}_{k-1})}(x)$.

Описанная процедура итерационно повторяется на каждом обзоре;

4) порог обнаружения $th = k_0 h$ определяется в соответствии с выражением:

$$F = \sum_{k=k_0}^{N-1} p_{I(\mathbf{x}_{k-1})}(y_k)h,$$

где k_0 определяется в соответствии с условием:

$$\sum_{k=k_{0}}^{N-1} p_{I(\mathbf{x}_{k-1})}(y_{k})h \ge F;$$

$$\sum_{k=k_{0}+1}^{N-1} p_{I(\mathbf{x}_{k-1})}(y_{k})h < F.$$
(10)

На рисунке 2 показана структурная схема предлагаемого алгоритма стабилизации уровня ложных тревог.



Рисунок 2 – Структурная схема алгоритма стабилизации уровня ложных тревог при межобзорном накоплении отражённых сигналов

На рисунке 2: БОШ – блок оценки параметров шума на каждом обзоре; БВХФ – блок вычисления характеристической функции; БПФ – быстрое преобразование Фурье; ОБПФ – обратное преобразование Фурье; БВПРВ тах – блок вычисления плотности распределения вероятностей максимального значения достаточной статистики на предыдущим обзоре согласно (2); БВП – блок вычисления порога обнаружения согласно (10).

Имитационное моделирование

С целью проверки предлагаемого способа стабилизации уровня ложных тревог проведено имитационное моделирование. Формирование отсчётов $n_{i,j}^k$ происходит с помощью метода обратной функции. Размер окна $N_{\Omega} = 9$. Значение порога обнаружения определяется по зависимости вероятности ложной тревоги, вычисляемой на основе данных моделирования в соответствии с теоремой Фишера-Типпета-Гнеденко. Число опытов $N_m = 10000$. Вероятность ложной тревоги меняется в диапазоне $F = 10^{-1}...10^{-6}$. Вероятность ложной тревоги определяется путём решения уравнения:

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

где a, c – параметры обобщённого распределения Парето; M – число отсчётов на входе порогового устройства, превысивших порог u. Параметры a, c определяются методом максимального правдоподобия путём максимизации логарифма функции правдоподобия [3]:

$$f(\mathbf{x}, a, c) = -\ln(a)M - (1 + \frac{1}{c})\sum_{i=0}^{M-1}\ln(1 + c\frac{x_i - u}{a}),$$

где \mathbf{x} – вектор, содержащий отсчёты, превысившие порог *и*. Порог *и* относится к методу РОТ [13], который используется в теории экстремальных значений Гумбеля [14] для формирования вектора \mathbf{x} .

На рисунке 3 показаны плотности распределения вероятностей (3) $p_{I(\mathbf{x}_{K})}(x)$, вычисленные с помощью использования характеристических функций и гистограмм, полученных в результате моделирования для двух значений K = 2 и 5. Число точек БПФ и ОБПФ 65536. Параметры гамма-распределения t = 5, s = 1.

На рисунке 3 пунктирной линией показаны плотности распределения $p_{I(\mathbf{x}_{K})}(x)$, вычисленные на основе (3), (6), (7). Сплошной линией показы гистограммы распределений отсчётов на входе ПУ. Из рисунка 3 видно совпадение данных зависимостей.



Рисунок 3 – Плотности распределения достаточных статистик и гистограммы распределений отсчётов на входе ПУ

На рисунках 4, 5 показаны зависимости эмпирической функции распределения отсчётов на входе ПУ и зависимости функций распределения F(y) для различных значений параметров гамма-распределений отсчётов $n_{i,j}^k$ шума. Число обзоров K = 5.



Рисунок 4 – Зависимость вероятности ложной тревоги от порога обнаружения *t* = 1



Рисунок 5 – Зависимость вероятности ложной тревоги от порога обнаружения *t* = 5

Зависимости на рисунках 4 и 5 позволяют определить порог обнаружения при различных значениях параметров шума. Точками на рисунках показы эмпирические функции распределения отсчётов на входе порогового устройства. Сплошной линией показа зависимость вероятности распределения F(y) обобщённого распределения Парето.

В таблице представлены: 1) усреднённые значения порогов обнаружения *th*, вычисленные с помощью теоремы Фишера-Типпета-Гнеденко; 2) количество усреднений 100; 3) пороги, вычисленные с помощью выражений (3), (6), (7) при следующих параметрах: $N_m = 65536$, $N_{\Omega} = 9$, K = 5

<u> </u>				
F	ΦΤΓ	(3),(6),(7)	ΦΤΓ	(3),(6),(7)
-	t = 1		t = 5	
0,1	14,19	14,22	38,54	38,53
0,01	17,41	17,4	43,29	43,44
0,001	20,45	20,3	47,58	47,63
0,0001	23,3	23,06	51,44	51,4
0,00001	25,99	25,75	54,94	55,11

Анализ данных, представленных в таблице, показывает, что величина порогов обнаружения, вычисленная с помощью выражений (3), (6), (7), практически совпадает со значениями порогов обнаружения, вычисленными методом имитационного моделирования.

Заключение

В статье предложен метод аналитического вычисления порога обнаружения при межобзорном накоплении отраженных сигналов на фоне негауссовского шума, не прибегая к моделированию. В основе алгоритма лежит рекуррентное вычисление произведения характеристических функций и вычисление на их основе функций распределения достаточных статистик на входе порогового устройства. Учитывая, что в характеристические функции данных каждого обзора входят параметры шума, предлагаемый метод может быть использован и в системах стабилизации уровня ложных тревог и реализован в реальном времени.

Работа выполнена в рамках Государственного задания №8.8445.2017/БЧ Минобрнауки на 2017-2019 гг. высшим учебным заведениям и научным организациями в сфере научной деятельности.

Библиографический список

1. **Deng X., Pi Y., Morelande M.** Track-beforedetect procedures for low pulse repetition frequency surveillance radars. IET Radar Sonar Navigation. 5. 2011. Pp. 65-73.

2. Белокуров В. А., Козлов Д. Н. Обнаружениесопровождение маневрирующей цели при низком отношении сигнал-шум. Вестник Рязанского государственного радиотехнического университета. № 49. 2014. С. 46-50.

3. Johnston A. Performance Analysis of a Dynamic Programming Track Before Detect Algorithm. IEEE TRANSACTIONS ON AEROSPACE AND ELEC-TRONIC SYSTEMS. January 2002, pp. 228-242.

4. **Broadwater J.** Adaptive Threshold Estimation via Extreme Value Theory. IEEE TRANSACTIONS ON SIGNAL PROCESSING, VOL. 58, NO. 2, FEBRUARY 2010.

5. Liu S., Chen X. New analytical approach to detection threshold of a dynamic programming trackbefore-detect algorithm. IET Radar Sonar Navigation. 7. 2013. Pp. 773-779.

6. Ширман Я. Д., Манжос В. Н. Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. М.: Радио и связь, 1981. 416 с.

7. Arnold J., Shaw S., Pasternack H. Efficient target tracking using dynamic programming, IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst. 1993. 1. Pp. 44-56.

8. Справочник по радиолокации. В 2-х книгах / под ред. М.И. Сколника; пер. с англ. по общ. ред. В.С. Вербы. М.: Техносфера, 2014.

9. Farina A., Gini F., Greco M. V. High resolution sea clutter data: A statistical analysis of recorded live data. IEE Proceeding. Jun. 1997. Pp. 121-130.

10. **Tonissen S.M.**, **Evans R.J.** Target Tracking Using Dynamic Programming: Algorithm and Performance. Proceedings of the 34th Conference on Decision & Control New Orleans, LA. December 1995. P. 2741-2746.

11. **Bar-Shalom Y., Li X. R.,** Estimation with Applications to Tracking and Navigation: Theory, Algorithms and Software. John Wiley & Sons. 2001. P. 580.

12. Левин Б. Р. Теоретические основы статистической радиотехники. В 3-х книгах. М.: Сов. радио, 1976.

13. **Behrens C. N.** Bayesian analysis of extreme events with threshold estimation. Statistical Modelling 4. 2004. Pp. 227-244.

14. **Gumbel E. J.** (1958): Statistics of Extremes. New York. 2004.

UDC 629.052.7

FALSE ALARM LEVEL STABILISATION WHILE DETECTING AN OBJECT IN THE BACKGROUND OF NON-GAUSSIAN NOISE

V. A. Belokurov, Ph.D. (Tech.), associate professor, radio technical systems department, Ryazan; belokurov.v.a@rsreu.ru

The task to calculate threshold detection level in the conditions of multi-frame accumulation of signals reflected from a small object in the background of non-Gaussian noise is considered. **The aim of the work** is to develop an analytical algorithm for calculating a detection threshold for multi-frame accumulation. The apparatus of characteristic functions to calculate the distribution density of sufficient statistics at the input of threshold device is proposed to be used. To assess the effectiveness, we compared detection thresholds calculated by the proposed algorithm and the thresholds calculated using simulation modeling for various values of non-Gaussian noise and false alarm probabilities.

Keywords: characteristic function, numerical integration, rectangle method, probability distribution density and distribution function, gamma distribution.

DOI: 10.21667/1995-4565-2018-66-4-1-22-28

References

1. **Deng X., Pi Y., Morelande M.** Track-before-detect procedures for low pulse repetition frequency surveillance radars. IET Radar Sonar Navigation. 5. 2011, pp. 65-73.

2. **Belokurov V. A., Kozlov D. N.** Obnaruzheniesoprovozhdenie manevriruyushchej celi pri nizkom otnoshenii signal-shum. Vestnik Ryazanskogo gosudarstvennogo radiotekhnicheskogo universiteta, no 49, 2014, pp. 46-50.

3. Johnston A. Performance Analysis of a Dynamic Programming Track Before Detect Algorithm. IEEE TRANSACTIONS ON AEROSPACE AND ELEC-TRONIC SYSTEMS. January 2002, pp. 228-242.

4. **Broadwater J.** Adaptive Threshold Estimation via Extreme Value Theory. IEEE TRANSACTIONS ON SIGNAL PROCESSING, vol. 58, no. 2, february 2010.

5. Liu S., Chen X. New analytical approach to detection threshold of a dynamic programming trackbefore-detect algorithm. IET Radar Sonar Navigation. 7. 2013, pp. 773-779.

6. Sirman Y. D., Manshos V. N. Theory and technical processing radar. M. Radio and connection. 1981, p. 416.

7. Arnold J., Shaw S., Pasternack H. Efficient target tracking using dynamic programming, IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst. 1993. 1, pp. 44-56.

8. Handbook radar / Scolnik M. Moscow: Technosfera, 2014.

9. Farina A., Gini F., Greco M. V. High resolution sea clutter data: A statistical analysis of recorded live data. IEE Proceeding. Jun. 1997, pp. 121-130.

10. **Tonissen S. M.**, **Evans R. J.** Target Tracking Using Dynamic Programming: Algorithm and Performance. Proceedings of the 34th Conference on Decision & Control New Orleans, LA. December 1995, pp. 2741-2746.

11. **Bar-Shalom Y., Li X. R.,** Estimation with Applications to Tracking and Navigation: Theory, Algorithms and Software. John Wiley & Sons. 2001, p. 580.

12. Levin B. R. Theoretical foundations of statistical radio engineering. Moscow. 1976.

13. **Behrens C. N.** Bayesian analysis of extreme events with threshold estimation. Statistical Modelling, no. 4, 2004, pp. 227-244.

14. **Gumbel E .J.** (1958): Statistics of Extremes. New York. 2004.