

ТЕОРИЯ И МЕТОДЫ
ОБРАБОТКИ СИГНАЛОВ

УДК 621.396.96

МЕЖОБЗОРНОЕ НАКОПЛЕНИЕ
ОТРАЖЕННЫХ РАДИОЛОКАЦИОННЫХ СИГНАЛОВ НА ФОНЕ
НЕГАУССОВСКИХ КОРРЕЛИРОВАННЫХ ПОМЕХ

© 2022 г. В. И. Кошелев^а, В. А. Белокуров^а, *

^аРязанский государственный радиотехнический университет им. В.Ф. Уткина,
ул. Тагарина, 59/1, Рязань, 390005 Российская Федерация

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

Поступила в редакцию 23.03.2021 г.

После доработки 26.10.2021 г.

Принята к публикации 10.11.2021 г.

Изложены результаты синтеза алгоритма межобзорного накопления отраженных радиолокационных сигналов на фоне негауссовских коррелированных помех инвариантного к закону распределения помехи. Предложен алгоритм аналитического расчета порога обнаружения синтезированного алгоритма. Проведено тестирование и сравнение синтезированного алгоритма с известным на основе обработки реальных данных.

DOI: 10.31857/S0033849422040076

ВВЕДЕНИЕ

В настоящее время перспективным направлением повышения энергетической дальности радиолокационных станций (РЛС) является межобзорное накопление отраженных радиолокационных сигналов.

Для решения данной задачи предложено несколько подходов. В отечественной литературе можно отметить направление, связанное с использованием оценочно-корреляционного подхода [1], предложенного Ю.Г. Сосулиным. Данный подход основан на рекуррентном вычислении отношения правдоподобия с учетом апостериорной плотности распределения вероятностей вектора оцениваемых параметров.

Другой подход [2, 3] к решению задачи межобзорного накопления отраженных радиолокационных сигналов заключается в формировании обобщенного отношения правдоподобия по возможным траекториям движения цели и сравнении с порогом максимального значения обобщенного отношения правдоподобия. При этом, как правило, авторы [4] ограничиваются рассмотрением случая гауссовского некоррелированного шума.

Вопросы межобзорного накопления на фоне негауссовского некоррелированного шума рассмотрены в работах [5–8]. Законы распределения шума следующие: Вейбулла, K -распределение, логнормальное, экспоненциальное. В работе [9] рассмотрен синтез алгоритма межобзорного накопления на фоне коррелированных помех с

K -распределением. Особенностью данных работ является то, что авторы предполагают закон распределения помех априорно известным.

В работах [1, 10] рассмотрено применение оценочно-корреляционного подхода при обнаружении сигнала на фоне негауссовских шумов. При этом описанный подход требует априорного знания не только закона распределения шума, но и переходной плотности распределения вероятностей и ряда других параметров, что несколько ограничивает применение данного подхода на практике.

Вопросам обнаружения на фоне негауссовских помех посвящено большое количество работ. В их числе работы [10–12], в которых рассмотрен синтез локально оптимального обнаружителя при обнаружении пачки импульсов на фоне негауссовских коррелированных помех и который заключается в предварительной обработке квадратурных составляющих отраженной пачки импульсов с помощью безынерционного преобразователя, реализующего нормализацию входной негауссовской помехи.

Аналізу законов распределения отраженных сигналов от морской поверхности посвящено большое количество работ как в отечественной литературе [13], так и зарубежной [14]. В данных работах показано, что в зависимости от разрешения РЛС, закон распределения амплитуды помехи могут иметь следующие распределения: релейевское, логнормальное, K -распределение, обобщенное K -распределение и др. Кроме того, анализ экспери-

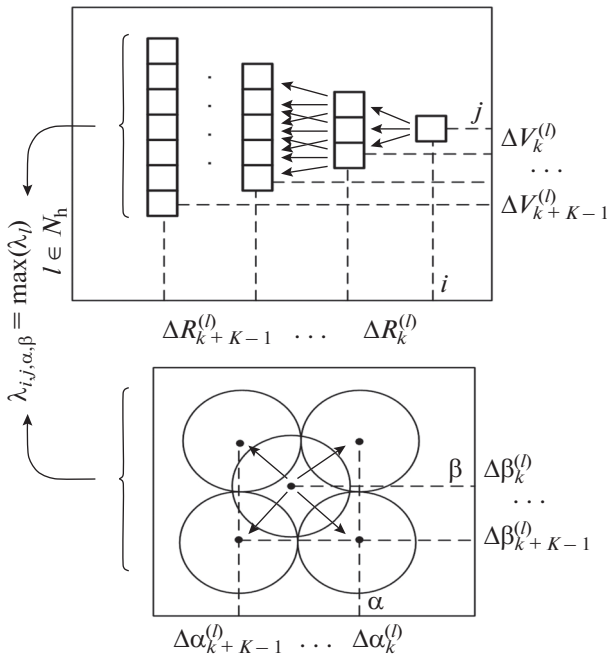


Рис. 1. Формирование возможных траекторий движения цели в координатах “дальность–скорость”.

ментальных данных РЛС IPIX, выполненный авторами в данной работе показывает, что закон распределения может меняться между каналами по дальности при высоком разрешении по дальности. Поэтому одним из перспективных направлений синтеза обнаружителей, инвариантных к закону распределения помехи, является описание распределения помех с помощью сферических инвариантных процессов [15].

В литературе [16–18] рассмотрены различные алгоритмы обнаружения малоразмерных целей с использованием сферических инвариантных процессов. Общим для представленных в работах алгоритмах является обнаружение цели по данным одного обзора, при этом вопрос использования подобных алгоритмов с целью межобзорного накопления не рассмотрен.

Цель данной работы – синтезировать алгоритм межобзорного накопления отраженных радиолокационных сигналов на фоне негауссовских коррелированных помех инвариантного к закону распределения помехи, а также алгоритм вычисления порога обнаружения.

Полученные в результате синтеза алгоритмы обнаружения и вычисления порога обнаружения тестируются на реальных данных, полученных с помощью РЛС IPIX [http://soma.mcmaster.ca/ipix/dartmouth/datasets.html]. В качестве цели использовался 1.5-метровый пенопластовый буй, обтянутый металлической проволокой и расположенный на морской поверхности. Дальность от РЛС до буя составляла около 2 км. Учитывая, что

радиальная скорость относительно РЛС данной цели близка к нулю, то вопросы устранения неоднозначности измерения скорости не рассматривались.

1. ФОРМИРОВАНИЕ ТРАЕКТОРИЙ ДВИЖЕНИЯ ЦЕЛИ

Перед синтезом алгоритма межобзорного накопления необходимо ввести ряд обозначений, связанных с возможными траекториями движения цели.

На рис. 1 иллюстрируется принцип формирования траекторий в координатах “дальность–скорость–азимут–угол места”, на котором введены следующие обозначения: i, j, β, α – номера каналов по дальности, скорости, азимуту и углу места соответственно. Диапазоны значений каналов определяются числом каналов по дальности N_R , по скорости N , по азимуту N_α , угол места N_β .

Обозначим $\Delta R_k^{(l)}$ – смещение по дальности между k -м и $(k + 1)$ -м обзорами в l -й гипотезе движения цели, выраженное в номере канала по дальности; $\Delta V_k^{(l)}$ – смещение по скорости между k -м и $(k + 1)$ -м обзорами в l -й гипотезе движения цели; $\Delta \alpha_k^{(l)}$ – смещение по азимуту между k -м и $(k + 1)$ -м обзорами в l -й гипотезе движения цели; $\Delta \beta_k^{(l)}$ – смещение по углу места между k -м и $(k + 1)$ -м обзорами в l -й гипотезе движения цели. Переменная l обозначает одну из N_h возможных гипотез движения цели.

Одна из N_h возможных гипотез движения цели за K обзоров может быть записана в виде

$$\{i + k\Delta R_k^{(l)} \quad j + k\Delta V_k^{(l)} \quad \alpha + k\Delta \alpha_k^{(l)} \quad \beta + k\Delta \beta_k^{(l)}\}_{k=0}^{K-1}.$$

Смещение по дальности $\Delta R_k^{(l)}$ определяется в виде $\text{int}((j + k\Delta V_k^{(l)})\delta VT_{\text{обз}}/\delta R)$, где δR – ширина канала по дальности; $\text{int}()$ – целая часть числа. Максимальное значение, на которое может переместиться цель между обзорами при движении цели со скоростью V_{max} , определяется как $\text{int}(V_{\text{max}}T_{\text{обз}}/\delta R)$. Аналогичным образом определяются смещения по скорости и угловым координатам. Максимальное значение изменения скорости между обзорами ΔV_{max} определяется в соответствии с выражением $\text{int}(a_{\text{max}}T_{\text{обз}}/\delta V)$, где a_{max} – максимальное значение ускорения цели между обзорами, δV – величина разрешающей способности по скорости.

Рассмотрим принцип формирования траекторий движения цели при использовании линейной модели движения в лучевой системе координат [19]. Предположим, что РЛС неподвижна. Обра-

ботка радиолокационной информации строится по корреляционно-фильтровой схеме [20].

В соответствии с линейной моделью движения дальность до цели R между k -м и $k-1$ -м обзорами меняется в соответствии с выражением

$$R_k = R_{k-1} \pm VT_{обз},$$

где V – скорость цели, которая выбирается исходя из номера канала по скорости, входящего в l -ю ячейку, $T_{обз}$ – период обзора РЛС. Аналогичным образом в рамках линейной модели движения определяются смещения по угловым координатам.

Номера каналов по дальности, скорости и угловым координатам соответствующих каждой N_h возможной гипотезе движения необходимы для формирования решающего правила, обеспечивающего межобзорное накопление отраженных сигналов, синтез которого приведен в следующем разделе.

$$\mathbf{s}_j^{(l)} = [1 \exp(i(j + k\Delta V_k^{(l)})) \dots \exp(i(N-1)(j + k\Delta V_k^{(l)})]]$$

– модель опорного сигнала, соответствующая настройке $(j + k\Delta V_k^{(l)})$ -го канала по скорости; $A_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)}$ – амплитуда отраженного сигнала на k -м обзоре в $i + k\Delta R_k^{(l)}$ -м канале по дальности; $\alpha + k\Delta\alpha_k^{(l)}$ -м канале по азимуту; $\beta + k\Delta\beta_k^{(l)}$ -м канале по углу места; i – мнимая единица.

Вектор $\mathbf{y}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)}$ в i -м канале по дальности представим в виде составного гауссовского случайного вектора [15]:

$$\mathbf{y}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} = \sqrt{\tau_i} \mathbf{x}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)},$$

где τ_i – скалярная случайная величина с известной плотностью распределения вероятностей

2. СИНТЕЗ АЛГОРИТМА МЕЖОБЗОРНОГО НАКОПЛЕНИЯ ОТРАЖЕННЫХ РАДИОЛОКАЦИОННЫХ СИГНАЛОВ НА ФОНЕ НЕГАУССОВСКИХ КОРРЕЛИРОВАННЫХ ПОМЕХ

Обозначим $\mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)}$ массив данных, формируемых на выходах аналого-цифровых преобразователей двух квадратурных каналов и соответствующих i -му каналу по дальности, α -му каналу по азимуту и β -му каналу по углу места на k -м обзоре и входящий в l -ю гипотезу движения.

Представим принятую пачку импульсов $\mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)}$ в i -м канале по дальности, α -м канале по азимуту и β -м канале по углу места на k -м обзоре в виде

$$\mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} = \begin{cases} A_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \mathbf{s}_j^{(l)} + \mathbf{y}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)}, & \text{гипотеза } H_1 \\ \mathbf{y}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)}, & \text{гипотеза } H_0 \end{cases},$$

где

$p(\tau_i)$; $\mathbf{x}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)}$ – векторная комплексная случайная величина, размерностью $N \times 1$, с гауссовским законом распределения с нулевым математическим ожиданием и корреляционной матрицей $\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)}$ в $i + k\Delta R_k^{(l)}$ -м канале по дальности, $\alpha + k\Delta\alpha_k^{(l)}$ -м канале по азимуту, $\beta + k\Delta\beta_k^{(l)}$ -м канале по углу места. Матрица $\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)}$ имеет размерность $N \times N$ (N – количество импульсов в пачке). Случайные величины τ_i в различных каналах дальности статистически независимы.

Плотность распределения вектора $\mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)}$ при гипотезе H_1 имеет вид

$$p(\mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} | H_1) = \int_0^\infty \frac{1}{(\pi\tau_i)^N \det(\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)})} \exp\left(-\frac{(\mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} - A_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \mathbf{s}_j^{(l)})^H (\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)})^{-1} (\mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} - A_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \mathbf{s}_j^{(l)})}{\tau_i}\right) p(\tau_i) d\tau_i,$$

где индекс H – символ комплексного сопряжения и транспонирования; $\det()$ – определитель матрицы.

Плотность распределения вектора $\mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)}$ при гипотезе H_0 имеет вид

$$p(\mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} | H_0) = \int_0^\infty \frac{1}{(\pi\tau_i)^N \det(\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)})} \exp\left(-\frac{(\mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)})^H (\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)})^{-1} (\mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)})}{\tau_i}\right) p(\tau_i) d\tau_i.$$

Отношение правдоподобия для i -го канала по дальности, α -го канала по азимуту и β -го канала по углу места на k -м обзоре имеет вид

$$\lambda_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} = \frac{p(\mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} | H_1)}{p(\mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} | H_0)}. \quad (1)$$

С учетом выражения (1) отношение правдоподобия для l -й возможной гипотезы движения цели при накоплении данных с K обзоров имеет вид

$$\lambda_l = \prod_{k=0}^{K-1} \frac{h_N \left(\left(\mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} - A_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \mathbf{s}_j^{(l)} \right)^H \left(\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right)^{-1} \left(\mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} - A_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \mathbf{s}_j^{(l)} \right) \right)}{h_N \left(\left(\mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right)^H \left(\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right)^{-1} \mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right)}, \quad (2)$$

где

$$h_N(x) = \int_0^{\infty} \frac{1}{(\pi\tau)^N} \exp\left(-\frac{x}{\tau}\right) p(\tau) d\tau \quad \hat{A}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} = \frac{\left(\mathbf{s}_j^{(l)} \right)^H \left(\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right)^{-1} \mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)}}{\left(\mathbf{s}_j^{(l)} \right)^H \left(\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right)^{-1} \mathbf{s}_j^{(l)}}.$$

– монотонная функция.

Так как амплитуда отраженного сигнала неизвестна, то подставим в выражение (2) ее оценку [21], которая может быть представлена в виде

Возможная гипотеза движения цели априорно неизвестна, поэтому максимизируем выражение (2) по всем возможным гипотезам движения цели, начинающим движение из (i, j, α, β) -го канала:

$$\lambda_{i,j,\alpha,\beta} = \max_{l \in N_h} (\lambda_l) = \max_{l \in N_h} \prod_{k=0}^{K-1} \frac{h_N \left(\left(\mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right)^H \left(\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right)^{-1} \mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} - \frac{\left| \left(\mathbf{s}_j^{(l)} \right)^H \left(\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right)^{-1} \mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right|^2}{\left(\mathbf{s}_j^{(l)} \right)^H \left(\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right)^{-1} \mathbf{s}_j^{(l)}} \right)}{h_N \left(\left(\mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right)^H \left(\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right)^{-1} \mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right)}. \quad (3)$$

Представить в явном виде числитель и знаменатель в выражении (3) невозможно [22], в связи с чем введем аппроксимацию функции $h_N(x)$ в виде

$$h_N(x) \approx \frac{\Gamma(N)}{2\sqrt{N}} x^{-N+0.5} p\left(\sqrt{\frac{x}{N}}\right).$$

Подставим последнее выражение в формулу (3) и, проведя преобразование отношения правдоподобия, получим:

$$\lambda_{i,j,\alpha,\beta} = \max_{l \in N_h} (\lambda_l) = \max_{l \in N_h} \prod_{k=0}^{K-1} \left(1 - \frac{\left| \left(\mathbf{s}_j^{(l)} \right)^H \left(\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right)^{-1} \mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right|^2}{\left(\mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right)^H \left(\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right)^{-1} \mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \left(\mathbf{s}_j^{(l)} \right)^H \left(\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right)^{-1} \mathbf{s}_j^{(l)}} \right)^{-1}. \quad (4)$$

Одним из достоинств использования математического аппарата сферических инвариантных процессов является то, что данные процессы включают в себя большой набор различных законов распределения: Релея, экспоненциальный, K -распределение, обобщенное K -распределение, Вейбулла, инверсное гамма-распределение и другие, за исключением логнормального [15]. Каждый закон распределения в рамках сферических инвариантных процессов описывается своей функцией $h_N(x)$.

Учитывая, что корреляционная матрица $\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)}$ априорно неизвестна, то в соответствии с адаптивным байесовским подходом подставим в выражение (4) оценку корреляционной матрицы [23], не зависящую от мощности помехи:

$$\hat{\mathbf{C}}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} = \frac{N}{N_C} \sum_{m=0}^{N_C-1} \frac{\mathbf{Z}_{(i+m,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \left(\mathbf{Z}_{(i+m,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right)^H}{\left(\mathbf{Z}_{(i+m,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right)^H \mathbf{Z}_{(i+m,\alpha,\beta)_k}^{(l)}}, \quad (5)$$

где N_C – объем обучающей выборки, используемой для оценки корреляционной матрицы \mathbf{C}_l .

В соответствии с выражением (4) необходимо в “скользящем окне” из K -обзоров формировать все возможные траектории движения цели для всех каналов i, j, α, β и для каждой l -й возможной траектории движения цели вычислить отношение правдоподобия в соответствии с выражением (4). После этого выбрать максимальное значение

$$\lambda_{i,j,\alpha,\beta} = \max_{l \in N_h} (\lambda_l)$$

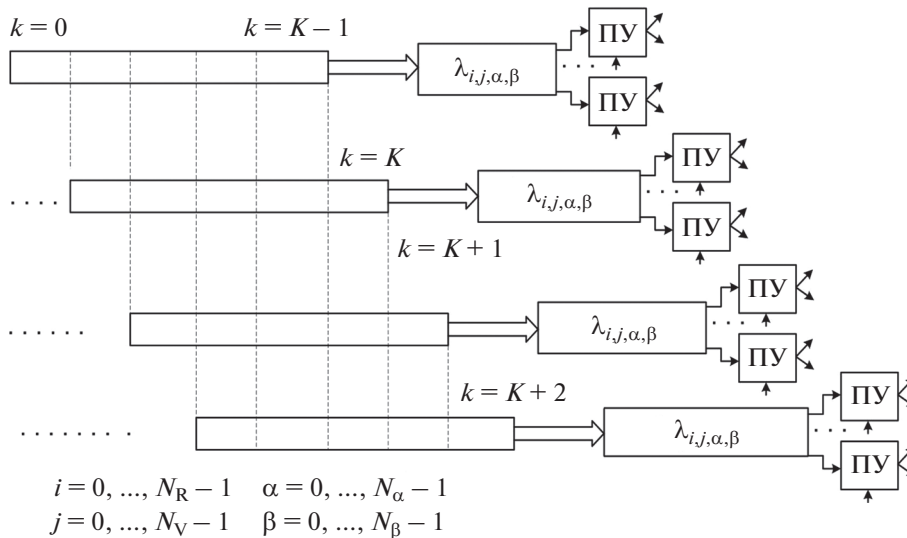


Рис. 2. Формирование «скользящего» окна по обзорам.

и сравнить его с порогом обнаружения

$$\lambda_{i,j,\alpha,\beta} = \max_{l \in N_h} (\lambda_l) \geq \lambda_{th},$$

где λ_{th} – порог (от англ. threshold) обнаружения, вычисленный на основе критерия Неймана–Пирсона.

Процесс формирования «скользящего окна» показан на рис. 2.

Предложенный алгоритм межобзорного накопления может быть использован как дополнительный канал обработки в существующих РЛС.

3. ВЫЧИСЛЕНИЯ ПОРОГА ОБНАРУЖЕНИЯ

В известных работах [5, 24], посвященных межобзорному накоплению на фоне негауссовского некоррелированного шума порог выбирается с помощью метода Монте-Карло. В связи с этим актуальным является вопрос вычисления порога обнаружения при формировании решающего правила (4), который в соответствии с критерием Неймана–Пирсона обеспечит заданную вероятность ложной тревоги. Для этого необходимо найти плотность распределения вероятностей статистики λ_l после чего определить закон распределения

$$\lambda_{i,j,\alpha,\beta} = \max_{l \in N_h} (\lambda_l).$$

Воспользуемся асимптотическим свойством статистики

$$\frac{\left| (\mathbf{s}_j^{(l)})^H (\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)})^{-1} \mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right|^2}{(\mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)})^H (\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)})^{-1} \mathbf{Z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} (\mathbf{s}_j^{(l)})^H (\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)})^{-1} \mathbf{s}_j^{(l)}},$$

входящей в выражение (5). В работе [25] доказано, что плотность распределения данной статистики при использовании оценки корреляционной матрицы $\hat{\mathbf{C}}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)}$ в виде (5) описывается выражением

$$p(x|H_0) = \frac{(N - N_C + 1)(N_C - 1)}{(N_C - 1)} (1 - x)^{N - N_C} \times \times {}_2F_1((N - N_C + 2), (N - N_C + 2), (N + 2), x), \quad (6)$$

где ${}_2F_1()$ – гипергеометрическая функция Гаусса.

Используя данное асимптотическое свойство, вычислим порог обнаружения. Для этого, используя плотность распределения (6), сформируем N_s случайных величин $\{x_i\}_{i=0}^{N_s-1}$. После этого над отсчетами $\{x_i\}_{i=0}^{N_s-1}$ выполним преобразование $\{1/(1 - x_i)\}_{i=0}^{N_s-1}$, которое соответствует решающему правилу (4).

С точки зрения вычисления порога обнаружения необходимо знание «хвоста» плотности распределения статистики, соответствующей решающему правилу (4) при гипотезе H_0 . Использование аппроксимации плотности распределения вероятности отсчетов полиномами на основе различных ортогональных многочленов [10], например полиномами Лежандра и Лагерра, нецелесообразно. Результаты аппроксимации плотности распределения в логарифмическом масштабе представлены на рис. 3.

При увеличении порядка полиномов наблюдаются выраженные колебания в области «хвоста» распределения, что затрудняет использование данных аппроксимаций для вычисления порога обнаружения.

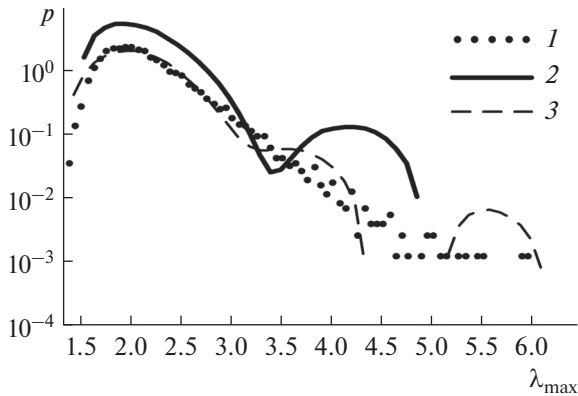


Рис. 3. Результат аппроксимации гистограммы (кривая 1) отсчетов на входе порогового устройства при гипотезе H_0 полиномом Лежандра порядка 30 (кривая 2) и полиномом Лагерра порядка 60 (кривая 3), описывающей решающее правило (4).

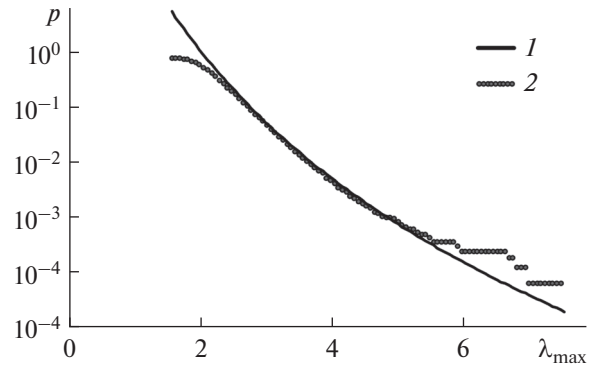


Рис. 4. Результат аппроксимации эмпирической функции распределения отсчетов на входе порогового устройства (кривая 1) обобщенным распределением Парето (кривая 2).

В работе [26] показано, что “хвост” любого распределения может быть аппроксимирован обобщенным распределением Парето, параметры которого можно определить методом максимального правдоподобия:

$$F(y) = 1 - \frac{M_1}{N_S} \left(1 + c_{\text{Par}} \frac{y - u}{a_{\text{Par}}} \right)^{-\frac{1}{c_{\text{Par}}}},$$

где $a_{\text{Par}}, c_{\text{Par}}$ – параметры обобщенного распределения Парето; u – порог, фиксирующий выбросы случайной величины; M_1 – число отсчетов случайных величин, превысивших порог u .

Результат аппроксимации распределением Парето эмпирической функции распределения отсчетов $\{1/(1 - x_i)\}_{i=0}^{N_S-1}$ показан на рис. 4. Параметры обобщенного распределения Парето вычислены методом максимального правдоподобия.

Зависимости на рис. 4 построены при числе отсчетов $N_S = 100000$. Порог u выбирается таким образом, чтобы его значение превысило M_1 отсчетов. Отношение числа превышение порога u к числу отсчетов $M_1/N_S = 0.1$. Порог обнаружения вычисляется на основе выражения

$$u + \frac{\hat{a}_{\text{Par}}}{\hat{c}_{\text{Par}}} \left(\left(F \frac{N_S}{M_1} \right)^{-\hat{c}_{\text{Par}}} - 1 \right),$$

где F – заданная вероятность ложной тревоги.

Вычисленная для заданного значения F , числа импульсов в пачке N , числа пачек, используемых для оценки $\hat{C}_{(i,\alpha,\beta),k}^{(l)}$, величина порога обнаружения загружается в память обнаружителя и используется в дальнейшем в процессе обнаружения.

4. РЕЗУЛЬТАТЫ ЭКСПЕРИМЕНТОВ

Тестирование синтезированного алгоритма проводилось на экспериментальных данных, полученных с помощью РЛС ИРХ. Параметры РЛС: несущая частота 9.39 ГГц; мощность излучения 8 кВт; период повторения импульсов от 0 до 20 мс; разрешение по дальности может изменяться в диапазоне 30...150 м. Режим работы – разрешение по дальности 30 м, период повторения импульсов 1 мс. Данные в каждом файле сгруппированы по 14 каналов дальности. Число зондирующих импульсов 131072. Для анализа синтезированного в данной работе алгоритма межобзорного накопления использованы данные следующих файлов [<http://soma.mcmaster.ca/ipix/dartmouth/datasets.html>] 19931107_135603_starea.cdf; 19931107_141630_starea.cdf; 19931107_145028_starea.cdf; 19931108_213827_starea.cdf; 19931108_220902_starea.cdf.

На первом этапе анализировали законы распределения помех в каналах по дальности. Были рассмотрены следующие виды законов распределения: K -распределение, инверсное гамма-распределение, обобщенное K -распределение. Кроме того, рассмотрено логнормальное распределение.

На рис. 5 для примера показаны гистограмма, а также плотности распределения вероятностей, соответствующие распределениям: K -распределение, инверсное гамма-распределение, обобщенное K -распределение, логнормальное распределение. Данные взяты из файла 19931108_213827_starea.cdf. Разрешение по дальности 30 м.

Параметры распределений вычислялись на основе метода моментов. В табл. 1 показаны статистики критерия “Хи-квадрат” для различных распределений в зависимости от номера канала по дальности (19931108_213827_starea.cdf).

Анализ данных табл. 1 показывает, что в каналах по дальности с 1 по 5 из рассмотренных распределений наиболее близким является инверсное гамма-

Таблица 1. Статистики критерия “Хи-квадрат”

Распределение	Номер канала						
	1	2	3	4	5	6	7
<i>K</i> распределение	223.1	118.6	238.9	273.7	227.3	399.4	549.3
Обобщенное <i>K</i> распределение	672.2	282.8	516.1	698.4	555.8	748.1	944.3
Инверсное гамма-распределение	137.8	57.2	97.5	120	109.5	402.4	630.4
Логнормальное распределение	305.4	88.9	244.2	220.5	215.3	517.9	570.3

Примечание. Полужирным шрифтом выделены минимальные значения статистик критерия “Хи-квадрат” для соответствующего канала по дальности.

распределение, в каналах по дальности с 6 по 7 наиболее близким является *K*-распределение.

Учитывая, что отношение сигнал-помеха в экспериментальных данных известно, для анализа эффективности были построены зависимо-

сти $D(F)$, где D – вероятность правильного обнаружения.

В работе [27] авторы приводят выражение для решающей статистики при межобзорном накоплении в виде

$$\lambda_{i,j,\alpha,\beta} = \max_{l \in N_h} (\lambda_l) = \max_{j \in N_h} \prod_{k=0}^{K-1} \frac{\left| (\mathbf{s}_j^{(l)})^H (\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)})^{-1} \mathbf{z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right|^2}{\left(\mathbf{z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \right)^H (\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)})^{-1} \mathbf{z}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)} \left(\mathbf{s}_j^{(l)} \right)^H (\mathbf{C}_{(i,\alpha,\beta)_k}^{(l)})^{-1} \mathbf{s}_j^{(l)}}. \quad (7)$$

Решающее правило (7) использовано для сравнения с синтезированным в данной работе межобзорным алгоритмом накопления (4). Особенность радара IPIX заключается в том, что сканирование в пространстве не осуществляется. Данные снимаются при одном значении азимута и угла места. В связи с этим из выражения для решающего правила (4) исключены гипотезы возможного движения по азимуту и углу места. Движение цели рассматривается только в координатах “дальность–скорость”.

Результаты обработки экспериментальных данных, взятых из файла 19931107_135603_star-

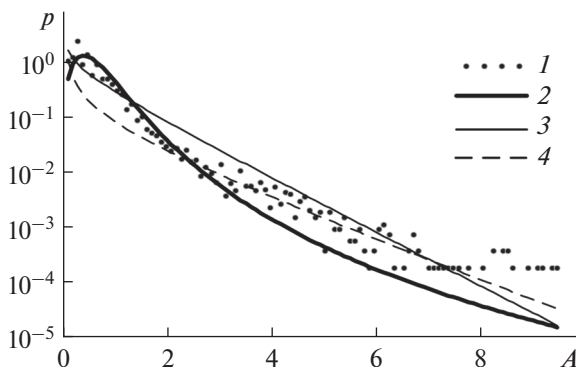


Рис. 5. Результаты аппроксимации гистограммы отсчетов амплитуды помехи в одном из каналов по дальности (кривая 1) плотностью инверсного гамма распределения (кривая 2); плотностью *K*-распределения (кривая 3); плотностью обобщенного *K*-распределения (кривая 4).

ea.cdf, приведены на рис. 6. Число импульсов в пачке $N = 16$. Число обзоров $K = 1.2$. Число пачек, используемых для вычисления оценки корреляционной матрицы $N_C = 8N$. В проведенном эксперименте цель находилась в 9-м канале по дальности, а отношение сигнал-помеха лежит в диапазоне 0...6 дБ.

Совпадение эффективности алгоритмов (4) и (7) при $K = 1$ подтверждает результаты работы [21]. При увеличении количества обзоров вероят-

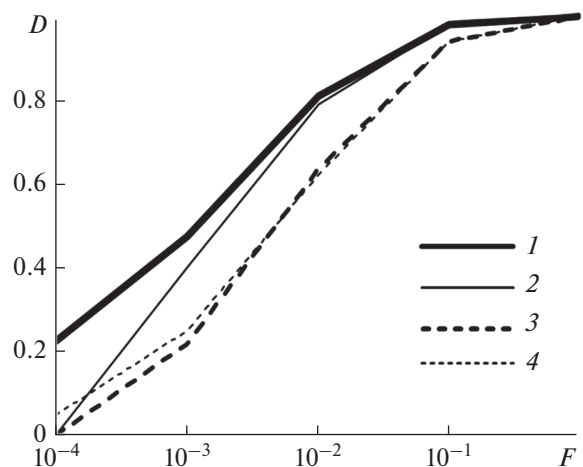


Рис. 6. Характеристики обнаружения межобзорного алгоритма обнаружения (4) (кривая 1) и алгоритма (7) (кривая 2) при $K = 2$, межобзорного алгоритма обнаружения (4) (кривая 3) и алгоритма (7) (кривая 4) при $K = 1$.

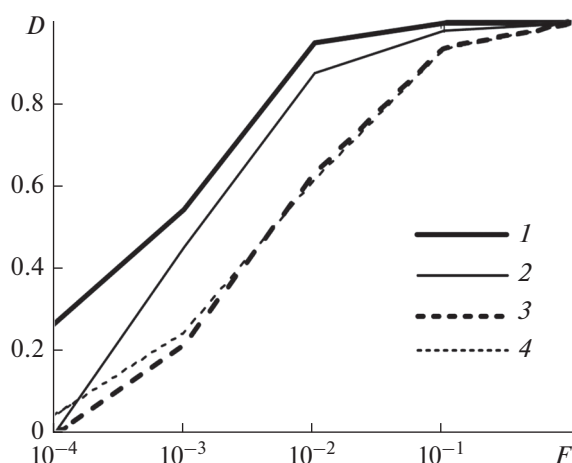


Рис. 7. Характеристики обнаружения межобзорного алгоритма обнаружения (4) (кривая 1) и алгоритма (7) (кривая 2) при $K = 3$, межобзорного алгоритма обнаружения (4) (кривая 3) и алгоритма (7) (кривая 4) при $K = 1$.

ность правильного обнаружения алгоритмов (4) и (7) также увеличивается. При вероятностях F больше 10^{-2} эффективность алгоритмов (4) и (7) также практически совпадает.

При увеличении количества обзоров с $K = 2$ до $K = 3$ алгоритм (4) обеспечивает более высокую вероятность правильного обнаружения по сравнению с алгоритмом (4). При $F = 10^{-2}$ выигрыш составляет 0.1 по вероятности правильного обнаружения при сравнении с известным алгоритмом (7).

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Таким образом, в работе синтезирован алгоритм межобзорного накопления отраженных радиолокационных сигналов на фоне негауссовских коррелированных помех и получен инвариантный относительно закона распределения помехи алгоритм вычисления порога обнаружения, использующий асимптотические свойства статистики, входящей в решающее правило (4). Обработка экспериментальных данных с РЛС ИРХ показала, что предлагаемый алгоритм межобзорного накопления при трех и более обзорах обеспечивает повышение вероятности правильного обнаружения цели не менее чем на 0.1 при вероятности ложной тревоги 10^{-2} .

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Сосулин Ю.Г.* Теория обнаружения и оценивания стохастических сигналов. М.: Советское радио, 1978.
2. *Bussy S., Lops M., Venturino L.* // IEEE Trans. 2005. V. AES-41. № 7. P. 937.
3. *Barniv Y., Kella O.* // IEEE Trans. 1985. V. AES-21. № 1. P. 144.
4. *Arnold J., Shaw S.W., Pasternack H.* // IEEE Trans. 1993. V. AES-29. № 1. P. 44.
5. *Daikun Z., Shouyong W., Xing Q.* // Chinese J. Electronics. 2016. V. 25. № 3. P. 583.
6. *Jiang H., Wei Y., Kirubarajab T. et al.* // IEEE Trans. 2017. V. AES-53. № 2. P. 736.
7. *Белокуров В.А., Кошелев В.И.* // Радиотехника. 2019. Т. 83. № 11(18). С. 41.
8. *Белокуров В.А., Кошелев В.И.* // Радиотехника. 2019. Т. 83. № 5-2. С. 161.
9. *Abramovich Y., Besson O.* // IEEE Signal Processing Lett. 2015. V. 22. № 10. P. 1791.
10. *Акимов П.С., Бакут П.А., Богданович В.А. и др.* Теория обнаружения сигналов. М.: Радио и связь, 1984.
11. *Шелухин О.И.* Негауссовские процессы в радиотехнике. М.: Радио и связь, 1998.
12. *Валеев В.Г.* Нелинейная обработка сигналов. М.: Радиотехника, 2013.
13. *Винокуров В.И.* Морская радиолокация. М.: Судостроение, 1986.
14. *Ward K., Tough R., Watts S.* Sea Clutter: Scattering, the K Distribution and Radar Performance. L.: The Institution of Engineering and Technology, 2006.
15. *Weiner M.* Adaptive Antennas and Receivers. N.Y.: Taylor and Francis group, 2006.
16. *Sangston K.J., Gini F., Greco M.S.* // IEEE Trans. 2012. V. AES-48. № 1. P. 64.
17. *Gini F., Greco M. S.* // IEEE Trans. 1999. V. AES-35. № 7. P. 1095.
18. *Jay E., Ovarlez J.-P., Declercq D., Duvaut P.* // Signal Processing. 2003. V. 83. № 6. P. 1151.
19. *Меркулов В.И., Верба В.С., Ильчук А.Р. и др.* Автоматическое сопровождение целей в РЛС интегрированных авиационных комплексов. Сопровождение одиночных целей. М.: Радиотехника, 2018.
20. *Ширман Я.Д., Манжос В.Н.* Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. М.: Радио и связь, 1981.
21. *Kay S.* Fundamental of Statistical Signal Processing. Detection Theory. N.Y.: SpringerLink, 1993.
22. *Conte E., Lops M., Ricci G.* // IEEE Trans. 1995. V. AES-31. № 2. P. 617.
23. *Conte E., De Maio A., Ricci G.* // IEEE Trans. 2002. V. AES-38. № 2. P. 415.
24. *Liu S., Chen X., Zeng T.* // IET Radar, Sonar and Navigation. 2013. V. 7. № 8. P. 773.
25. *Pascal F., Ovarlez J.-P., Forster P. et al.* // Proc. 12th Europ. Signal Processing Conf. Vienna. 6–10 Sept. 2004. N.Y.: IEEE, 2004. P. 2143.
26. *Franke J., Härdle W.K., Hafner C.M.* Statistics of Financial Markets. An Introduction. Berlin: Springer-Verlag, 2008.
27. *Xu S.-W., Shui P.-L., Yan X.-Y.* // Circuits, Systems and Signal Processing, 2017. V. 36. № 6. P. 2360.