

УДК 621.396.98

И.В. БАРЫШЕВ, М.Л. УСС, РАДВАН М. ДЖАВАД

Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского “ХАИ”, Украина

ИЗМЕРЕНИЕ ВЫСШИХ ПРОИЗВОДНЫХ ДОПЛЕРОВСКОЙ ЧАСТОТЫ КОГЕРЕНТНОЙ ПАЧКИ ИМПУЛЬСОВ, ОТРАЖЕННОЙ ОТ ВЫСОКОМАНЕВРЕННОГО ОБЪЕКТА

Рассмотрена задача оценивания высших производных доплеровской частоты сигнала, отраженного от высокоманевренного объекта. Развивается подход, состоящий в дроблении отраженного сигнала на фрагменты, раздельной оценке параметров для каждого фрагмента и последующем объединении полученных оценок. Приведен в деталях алгоритм оценивания частного вектора параметров для одного фрагмента сигнала. Предложен алгоритм объединения частных оценок, устойчивый к аномальным оценкам в отдельных фрагментах. Теоретические результаты апробированы на синтезированных данных.

высокоманевренные летательные аппараты, оценивание высших производных доплеровской частоты, когерентная пачка импульсов, аномальные оценки, дробление выборки

Введение

Появление летательных аппаратов (ЛА), обладающих способностью к интенсивным маневрам (сверхманевренных ЛА), при выполнении которых появляются производные радиальной скорости выше второй (вплоть до четвертой [1]), предъявляет повышенные требования к современным радиолокационным системам. К ним, в частности, относится требование расширения вектора оцениваемых параметров (оценивание производных доплеровской частоты порядка выше первого) при одновременном увеличении точности и скорости их оценивания [1].

На современных самолетах основными типами измерительных систем, решающих задачу обнаружения и сопровождения целей, являются импульсно-доплеровские РЛС (ИДРЛС) [2]. Зондирующими сигналами в таких системах являются когерентные пачки импульсов, позволяющие одновременно измерять дальность до цели и ее радиальную скорость. Повышение точности в ИДРЛС может быть достигнуто путем увеличения длительности когерентного накопления отраженного сигнала (вплоть до 0,1 с [2]), а также путем перехода к алгоритмам оценивания, обеспечивающим потенциальную точность измерений.

Оптимальное оценивание параметров когерентных сигналов наталкивается на проблему глобальной оптимизации многоэкстремальных целевых функций (обычно функции правдоподобия - ФП). Временные затраты на глобальный поиск главного экстремума ФП методом полного перебора зависят по степенному закону от времени накопления сигнала, причем показатель степени быстро растет с увеличением числа оцениваемых параметров. Поэтому традиционно используемый в радиолокационных системах метод полного перебора, удовлетворительно работающий при совместном оценивании дальности и радиальной скорости, неэффективен, если требуется дополнительно оценивать вторую и более высокие производные доплеровской частоты.

В связи с этим актуальна задача разработки быстрых квазиоптимальных алгоритмов оценивания доплеровской частоты и ее производных высшего порядка по когерентным сигналам большой длительности.

Применяемые в ИДРЛС фильтровые схемы, представляющие собой набор узкополосных доплеровских фильтров, неэффективны для сигналов большой длительности, так как маневрирование це-

ли приводит к дополнительной частотной модуляции и размытию спектра отраженного сигнала. В итоге, отраженный сигнал может попасть в полосу пропускания нескольких доплеровских фильтров. При этом ухудшаются условия обнаружения цели и измерения ее параметров, появляется возможность принятия одиночной цели за групповую цель. С увеличением времени накопления эти негативные эффекты только возрастают [3].

Перспективным можно считать подход, согласно которому сначала проводится некогерентная обработка принятой последовательности импульсов (каждый импульс в последовательности обрабатывается независимо от остальных), а затем полученные результаты объединяются, с целью получения более точной оценки [4].

При обработке коротких фрагментов отраженного сигнала удастся существенно сократить время глобальной оптимизации как за счет сокращения времени наблюдения сигнала, так и за счет упрощения модели движения цели (на коротких интервалах наблюдения нет необходимости учитывать изменение высших производных доплеровской частоты). Однако с сокращением времени накопления снижается отношение сигнал/помеха и повышается вероятность аномальных измерений для отдельных фрагментов отраженного сигнала.

В данной статье развивается подход к оцениванию высших производных доплеровской частоты длинных когерентных пачек импульсов, состоящий в дроблении отраженного сигнала на фрагменты, оценивания частных векторов параметров для отдельных фрагментов и последующего объединения частных оценок в более точную обобщенную оценку.

Отличие от существующих решений этой задачи в качестве элементарных фрагментов рассматриваются не только отдельные импульсы, но и пачки импульсов произвольной длины. Также учитывается наличие аномальных измерений для отдельных фрагментов.

1. Постановка задачи

Положим, что на интервале наблюдения объект является точечной целью, амплитуда и фаза комплексного коэффициента отражения не меняются. Объект облучается ИДРЛС сигналом вида

$$s_{\text{зонд}}(t) = A_{\text{зонд}} \cdot U(t) \cdot \cos(2\pi f_{\text{зонд}} t + \varphi_{\text{зонд}}), \quad (1)$$

где $A_{\text{зонд}}$ – амплитуда зондирующего сигнала; $U(t)$ – огибающая зондирующего сигнала, $f_{\text{зонд}}$ и $\varphi_{\text{зонд}}$ – соответственно частота и начальная фаза зондирующего сигнала.

Для когерентной пачки из $n_{\text{пачки}}$ импульсов

$$U(t) = \begin{cases} 1, & t \in [l \cdot T_{\text{имп}}, l \cdot T_{\text{имп}} + t_{\text{имп}}], \\ 0, & t \in [l \cdot T_{\text{имп}} + t_{\text{имп}}, (l+1) \cdot T_{\text{имп}}], \end{cases} \quad (2)$$

где $l = 0 \dots n_{\text{пачки}} - 1$, $t_{\text{имп}}$ – длина одного импульса, $T_{\text{имп}}$ – период повторения импульсов.

Как показано в [4], отраженный сигнал с учетом высших производных доплеровской частоты может быть представлен в виде (искажения огибающей сигнала не учитываются)

$$s_{\text{отр}}(t) = A \cdot U(t - t_3) \cdot \cos(2\pi \cdot f_{\text{зонд}} \cdot t + 2\pi \sum_{i=0}^n \frac{1}{(i+1)!} f_{\text{д}}^{(i)} \cdot (t - t_3 / 2)^{i+1} + \varphi_{\text{отр}}), \quad (3)$$

где t_3 – время задержки, $f_{\text{д}}^{(i)}$ – i -я производная доплеровской частоты, $i = 0 \dots n$, n – число значимых производных доплеровской частоты, $\varphi_{\text{отр}}$ – начальная фаза отраженного сигнала.

Для однозначного измерения как положительных, так и отрицательных доплеровских сдвигов частот, сигнал $s_{\text{отр}}(t)$ в приемнике переводится на частоту подставки $f_{\text{пд}} > |f_{\text{д, min}}|$, где $f_{\text{д, min}}$ – минимально возможное значение доплеровской частоты. Время наблюдения отраженного сигнала обозначим через $T = n_{\text{пачки}} \cdot T_{\text{имп}}$.

Пусть величина отношения сигнал/шум μ позволяет оценить время задержки t_3 некогерентным

накоплением импульсов пачки. Поэтому далее положим задержку t_3 известной. Перенесем начало отсчета времени в момент поступления отраженного сигнала t_3 . После приведения подобных членов при одинаковых степенях времени, отнесения к начальной фазе всех не зависящих от времени слагаемых, и, вводя новые обозначения, отраженный сигнал преобразуем к виду

$$s(t, \boldsymbol{\theta}, A) = AU(t) \cos \left(2\pi \sum_{i=0}^n \frac{1}{(i+1)!} f_i \cdot t^{i+1} + \varphi_0 \right), \quad (4)$$

$$0 \leq t \leq T,$$

где $f_i, i = 0 \dots n$ – мгновенная доплеровская частота и ее первые n производных на момент t_3 , φ_0 – фаза отраженного сигнала на момент t_3 .

Объединим подлежащие измерению параметры в $(n+2) \times 1$ вектор $\boldsymbol{\theta} = (\varphi_0, f_0, \dots, f_n)^T$, и введем вспомогательную вектор-строку

$$\mathbf{k}(t) = \left(1, 2\pi t, \frac{2\pi t^2}{2!}, \dots, \frac{2\pi t^{n+1}}{(n+1)!} \right).$$

Это позволяет входной сигнал измерительной системы представить в удобной матричной форме

$$s(t, \boldsymbol{\theta}, A) = A \cdot U(t) \cdot \cos(\mathbf{k}(t) \cdot \boldsymbol{\theta}), \quad (5)$$

где $\varphi(t) = \mathbf{k}(t) \cdot \boldsymbol{\theta}$ – мгновенная фаза сигнала, $0 \leq t \leq T$. При необходимости будем использовать также $(n+1) \times 1$ вектор параметров $\mathbf{f} = (f_0, \dots, f_n)$. Далее i -й элемент вектора $\boldsymbol{\theta}$ будем обозначать как $\theta(i)$. Истинные значения векторов $\boldsymbol{\theta}$ и \mathbf{f} обозначим через $\tilde{\boldsymbol{\theta}}$ и $\tilde{\mathbf{f}}$. Параметры движения объекта и амплитуду отраженного сигнала на интервале измерения положим постоянными.

Отраженный сигнал наблюдается на фоне нормально распределенной некоррелированной помехи с нулевым математическим ожиданием и дисперсией σ_η^2 на дискретном интервале времени $\Delta t = \{\Delta t_l = \Delta t \cdot l \mid l = 0 \dots N_d\}$, где Δt – шаг дискрети-

зации, $N_d = T / \Delta t + 1$ – число отсчетов отраженного сигнала после дискретизации. Уравнение наблюдения имеет вид:

$$\mathbf{s}(\boldsymbol{\theta}, A) = \{s(t, \boldsymbol{\theta}, A) \mid t \in \Delta t\}; \quad \boldsymbol{\eta} = \{\eta(t) \mid t \in \Delta t\};$$

$$\mathbf{u}(\boldsymbol{\theta}, A) = \{u(t) = s(t, \boldsymbol{\theta}, A) + \eta(t) \mid t \in \Delta t\} = \mathbf{s}(\boldsymbol{\theta}, A) + \boldsymbol{\eta},$$

где $\eta(t) \rightarrow N(0, \sigma_\eta^2)$; $\langle \eta(t_1) \cdot \eta(t_2) \rangle = \sigma_\eta^2 \cdot \delta(t_1, t_2)$.

Согласно теореме Котельникова шаг дискретизации Δt определяется максимальной ожидаемой частотой в спектре отраженного сигнала – $\Delta t \leq 1 / (2 \cdot f_{d, \max})$, где $f_{d, \max}$ – максимальный доплеровский сдвиг частот (с учетом частоты подставки). Вектор $\mathbf{u}(\boldsymbol{\theta}, A)$ будем называть отраженным сигналом или опорной выборкой.

Для дальнейшего рассмотрения потребуются соотношения, описывающие преобразование вектора параметров и его статистических характеристик при переносе начала отсчета во времени. Пусть начало отсчета переносится в момент времени t_0 . Вектор параметров сигнала $s(t - t_0)$ обозначим как $\boldsymbol{\theta}(t_0)$.

Учитывая, что $\varphi(t) = \mathbf{k}(t) \cdot \boldsymbol{\theta}$ получим для $i = 1 \dots n$:

$$\varphi(t_0) = \mathbf{k}(t_0) \cdot \boldsymbol{\theta};$$

$$f_i(t_0) = \left. \frac{d^{i+1} \varphi(t)}{dt^{i+1}} \right|_{t=t_0} = \mathbf{k}^{(i+1)}(t_0) \cdot \boldsymbol{\theta},$$

где

$$\mathbf{k}^{(i+1)}(t) = \frac{d^{i+1} \mathbf{k}(t)}{dt^{i+1}} = \left(0, \dots, 0, 2\pi, 2\pi t, \dots, \frac{2\pi t^{n-i+1}}{(n-i+1)!} \right).$$

В матричной форме

$$\boldsymbol{\theta}(t_0) = \mathbf{K}(t_0) \cdot \boldsymbol{\theta}, \quad \text{где } \mathbf{K}(t) = \begin{pmatrix} \mathbf{k}(t) \\ \mathbf{k}^{(1)}(t) \\ \dots \\ \mathbf{k}^{(n+1)}(t) \end{pmatrix}. \quad (6)$$

Если \mathbf{R}_θ – корреляционная матрица вектора $\boldsymbol{\theta}$, то корреляционная матрица $\boldsymbol{\theta}(t_0)$

$$\mathbf{R}_{\boldsymbol{\theta}(t_0)} = \mathbf{K}(t_0) \cdot \mathbf{R}_\theta \cdot \mathbf{K}^T(t_0). \quad (7)$$

Преобразование вектора \mathbf{f} выполняется аналогично:

$$\mathbf{f}(t_0) = \mathbf{K}'(t_0) \cdot \mathbf{f}; \quad \mathbf{R}_{\mathbf{f}(t_0)} = \mathbf{K}'(t_0) \cdot \mathbf{R}_{\mathbf{f}} \cdot (\mathbf{K}'(t_0))^T,$$

где матрица $\mathbf{K}'(t)$ получается из $\mathbf{K}(t)$ вычеркиванием первой строки и первого столбца.

РЛС принимает отраженные пачки импульсов и проводит оценку их параметров. В результате формируются оценки вектора параметров в дискретные моменты времени. По мере накопления измерений, РЛС на основе модели движения объекта формирует прогноз (экстраполирует траекторию движения объекта), используемый далее на этапе измерения в качестве начального условия. В зависимости от параметров движения объекта, адекватности модели его движения и качества системы сопровождения будет меняться и качество прогноза, а значит и условия работы измерителя. Наличие такого прогноза (экстраполированный вектор параметров) учтем в разрабатываемом алгоритме оценивания высших производных доплеровской частоты. Будем считать, что прогноз представляет собой нормально распределенный случайный вектор $\mathbf{f}_{\text{эктр}}$ с корреляционной матрицей $\mathbf{R}_{\text{эктр}}$, математическое ожидание которого совпадает с истинным вектором параметров (здесь предполагается, что начальная фаза сигнала не прогнозируется, поэтому задается вектор прогноза $\mathbf{f}_{\text{эктр}}$, не включающий в себя этот параметр).

Кроме того, существуют ограничения на диапазон изменения оцениваемых параметров, обусловленные конструктивными особенностями сопровождаемого объекта и предельно допустимыми перегрузками пилота (для беспилотных ЛА это ограничение снимается). Допустимый диапазон изменения параметров отраженного сигнала зададим двумя векторами $\boldsymbol{\theta}_{\min}$ и $\boldsymbol{\theta}_{\max}$, элементы которых равны минимально и максимально возможным значениям соответствующего элемента вектора параметров $\boldsymbol{\theta}$.

Основная задача данной статьи формулируется следующим образом. По наблюдению \mathbf{u} , модели наблюдения (5), зная начальное приближение $\mathbf{f}_{\text{эктр}}$ с корреляционной матрицей $\mathbf{R}_{\text{эктр}}$ и допустимый диапазон изменения вектора параметров $\boldsymbol{\theta}_{\min}$ и $\boldsymbol{\theta}_{\max}$, требуется найти оценки \hat{A} и $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ истинных значений \tilde{A} и $\tilde{\boldsymbol{\theta}}$, используя дробление опорной выборки на фрагменты.

2. Измерение высших производных доплеровской частоты методом дробления отраженного сигнала

Задачу оценивания вектора параметров $\boldsymbol{\theta}$ будем решать по методу максимального правдоподобия. С точностью до константы, не зависящей от вектора параметров, логарифмическая функция правдоподобия (ФП) вектора \mathbf{u} имеет вид

$$L(\mathbf{u}/\boldsymbol{\theta}, A) = -\frac{1}{2\sigma_{\eta}^2} (\mathbf{u} - \mathbf{s}(\boldsymbol{\theta}, A))^T \cdot (\mathbf{u} - \mathbf{s}(\boldsymbol{\theta}, A)). \quad (8)$$

Задача оценивания состоит в поиске такого вектора параметров $\hat{\boldsymbol{\theta}}$, который обеспечивает максимум целевой функции $L(\mathbf{u}/\boldsymbol{\theta}, A)$. Для того, чтобы подчеркнуть зависимость ФП от времени наблюдения будем использовать запись $L(\mathbf{u}/\boldsymbol{\theta}, A, T)$. Вследствие того, что $L(\mathbf{u}/\boldsymbol{\theta}, A, T)$ имеет как глобальный, так и локальные экстремумы, то задача оценивания вектора параметров состоит из двух основных этапов:

1. Поиск начального приближения, попадающего в пределы главного лепестка ФП (глобальный поиск)
2. Уточнение оценки в пределах главного лепестка (локальный поиск)

Оценим время, требуемое для гарантированного поиска главного лепестка $L(\mathbf{u}/\boldsymbol{\theta}, A, T)$ по вектору $\boldsymbol{\theta}$. Шаг сканирования по каждому параметру следует задавать пропорционально ширине главного лепестка функции $L(\mathbf{u}/\boldsymbol{\theta}, A, T)$ по этому пара-

метру. Форма главного лепестка ФП в квадратичном приближении описывается матрицей Фишера, а ширина главного лепестка обратно пропорциональна корню квадратному из соответствующего диагонального элемента информационной матрицы Фишера $\Phi(T)$ [5]. Тогда суммарное число просматриваемых при поиске точек пространства параметров $N_{\text{скан}}$ пропорционально корню квадратному из произведения соответствующих диагональных элементов $\Phi(T)$.

Для когерентной пачки импульсов соответствующий начальной фазе диагональный элемент $\Phi(T)$ не зависит от времени наблюдения T , а элемент, соответствующий f_i , пропорционален $T^{2(i+1)}$, $i = 0..n$. Соответственно шаг сканирования по φ_0 не зависит от T , а по переменной f_i пропорционален T^{i+1} . Получим, что при поиске только по фазе и доплеровской частоте $N_{\text{скан}} \sim T$; по фазе, доплеровской частоте и ее производной - $N_{\text{скан}} \sim T^3$; по двум производным - $N_{\text{скан}} \sim T^6$; по трем производным - $N_{\text{скан}} \sim T^{10}$. Столь быстрый рост времени сканирования при увеличении числа оцениваемых производных делает алгоритм полного перебора практически не реализуемым.

Предлагаемый подход сокращения времени глобального поиска заключается в использовании зависимости времени поиска от длины отраженного сигнала и числа оцениваемых параметров. Длину отраженного сигнала можно сократить, дробя его на фрагменты меньшей длины. Кроме того, на коротких интервалах времени, соответствующих фрагменту сигнала, модель движения цели может быть упрощена, и в пределах фрагмента можно ограничиться измерением только начальной фазы и доплеровской частоты. При этом трудоемкое оценивание полного вектора параметров для сигнала полной длины заменяется на быстрое оценивание частных усеченных векторов параметров для отдельных

фрагментов. В качестве элементарного фрагмента может выступать отдельный импульс или короткая пачка импульсов. После оценивания частых векторов параметров их требуется объединить для получения более точной оценки. Рассмотрим в деталях реализацию этого подхода.

2.1. Алгоритм формирования частных оценок

Рассмотрим разбиение сигнала \mathbf{u} длиной T на $N_{\text{фр}}$ сигналов \mathbf{u}_j , $j = 1..N_{\text{фр}}$ длиной $T_{\text{фр}} = T / N_{\text{фр}}$ по $n_{\text{фр}}$ импульсов в каждом ($N_{\text{фр}} \cdot n_{\text{фр}} = n_{\text{пачки}}$). При обработке j -го фрагмента начало отсчета времени переносится в момент $t_j = T_{\text{фр}} \cdot (j-1)$. Частный вектор параметров j -го фрагмента равен $\boldsymbol{\theta}_j = \mathbf{K}(t_j) \cdot \boldsymbol{\theta}$, его истинное значение - $\tilde{\boldsymbol{\theta}}_j = \mathbf{K}(t_j) \cdot \tilde{\boldsymbol{\theta}}$. Частный вектор начального приближения равен $\hat{\mathbf{f}}_{\text{н.п.}j} = \mathbf{K}'(t_j) \cdot \mathbf{f}_{\text{эктр}}$, его корреляционная матрица $\mathbf{R}_{\text{н.п.}j} = \mathbf{K}'(t_j) \cdot \mathbf{R}_{\text{эктр}} \cdot (\mathbf{K}'(t_j))^T$.

Каждый фрагмент характеризуется собственной частной ФП $L(\mathbf{u}_j / \boldsymbol{\theta}_j, A, T_{\text{фр}})$ с матрицей Фишера $\Phi(T_{\text{фр}})$.

На первом этапе алгоритма (рис. 1) осуществляется оценивание вектора параметров отдельно для каждого из фрагментов. Эта задача включает в себя поиск главного лепестка ФП конкретного фрагмента и последующее оценивание частного вектора параметров в пределах главного лепестка.

Для j -го фрагмента диапазоны сканирования по каждому из параметров определяется выражениями:

$$\mathbf{D}_{\text{min.}j}(1) = 0; \quad \mathbf{D}_{\text{max.}j}(1) = 2\pi; \quad (9)$$

$$\mathbf{D}_{\text{min.}j}(i) = \max(\boldsymbol{\theta}_{\text{min}}(i), \hat{\mathbf{f}}_{\text{н.п.}j}(i-1) - 3 \cdot \sqrt{\text{diag}(\mathbf{R}_{\text{н.п.}j})_{i-1}}); \quad (10)$$

$$\mathbf{D}_{\text{max.}j}(i) = \min(\boldsymbol{\theta}_{\text{max}}(i), \hat{\mathbf{f}}_{\text{н.п.}j}(i-1) + 3 \cdot \sqrt{\text{diag}(\mathbf{R}_{\text{н.п.}j})_{i-1}}); \quad (11)$$

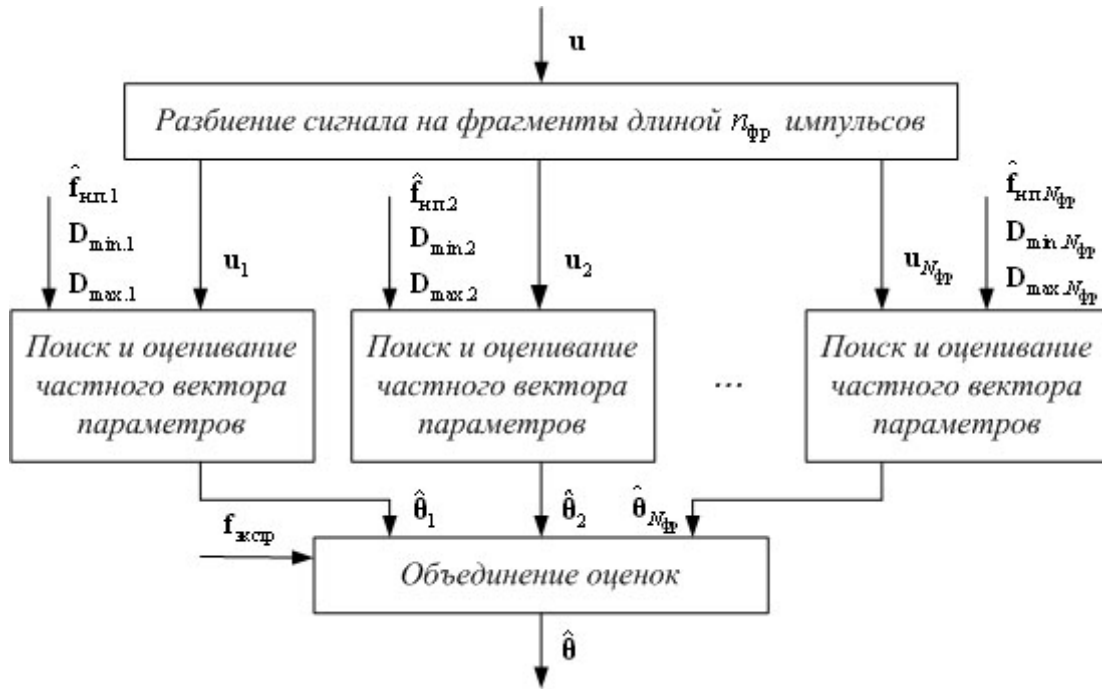


Рис. 1. Структурная схема алгоритма оценивания

$$D_j = D_{\max.j} - D_{\min.j}, \quad (12)$$

где $i = 2 \dots n + 2$, $D_{\min.j}$ и $D_{\max.j}$ – нижняя и верхняя границы диапазона сканирования, $\text{diag}(\cdot)$ – главная диагональ матрицы, $\text{diag}(\cdot)_i$ – i -й элемент диагонали, корень из диагонали вычисляется поэлементно.

Шаг сканирования по i -й переменной следует выбирать пропорционально $\sqrt{\Phi(T_{\text{фр}})_{i,i} / 2\mu}$, где μ – отношение сигнал/помеха [5] (отметим, что $\Phi(T_{\text{фр}})$ не зависит от номера фрагмента, а только от его длительности). Поиск нужно проводить по тем первым переменным $n_{\text{скан},j}$, для которых диапазон сканирования превышает ширину главного лепестка ФП, т.е. если выполняется условие $D_j(i) \sqrt{\Phi_{i,i} / 2\mu} > 1$ (по начальной фазе поиск осуществляется всегда).

Тогда суммарное число вычислений ФП при сканировании

$$N_{\text{скан}} \sim \sum_{j=1}^{N_{\text{фр}}} \prod_{i=1}^{n_{\text{скан},j}} D_j(i) \sqrt{\Phi(T_{\text{фр}})_{i,i} / 2\mu}.$$

Для сокращения $N_{\text{скан}}$ следует уменьшать $T_{\text{фр}}$, увеличивая тем самым ширину ФП. Однако $T_{\text{фр}}$ не может быть выбрано произвольно малым. Во-первых, оно ограничивается снизу длиной одного импульса $t_{\text{имп}}$, а, во-вторых, влиянием помех. Уменьшение $T_{\text{фр}}$ приводит к сокращению отношения сигнал/помеха μ , а при очень малых μ выбросы шумовой составляющей ФП маскируют главный экстремум сигнальной составляющей.

В лучшем случае удастся подобрать такое $T_{\text{фр}}$, при котором для каждого фрагмента начальное приближение попадает в пределы главного лепестка по всем переменным и необходимость в поиске отпадает (остается поиск только по начальной фазе для каждого фрагмента). Это возможно только при высокой точности прогноза. При низкой точности прогноза поиск по некоторым переменным проводить все же нужно. При этом возможны аномальные оценки в отдельных фрагментах, что препятствует объединению частных оценок. Обозначим среднюю по всем фрагментам вероятность аномального оценивания

как $P_{\text{аном}}$. Величина $P_{\text{аном}}$ зависит от $T_{\text{фр}}$, увеличивается с уменьшением $T_{\text{фр}}$, и может достигать значительных величин. Поэтому задачу объединения частных оценок в обобщенную необходимо дополнить алгоритмом детектирования аномальных оценок.

Возможны различные варианты разбиения отраженного сигнала, различающиеся по числу импульсов $n_{\text{фр}}$ в одном фрагменте, для каждого из которых различно время глобального поиска и $P_{\text{аном}}$. Для конкретного варианта разбиения величина $P_{\text{аном}}$ может быть рассчитана, например, согласно [5]. Задача выбора оптимального по некоторому критерию варианта (например, по минимальному времени поиска при заданных ограничениях на $P_{\text{аном}}$) в данной статье не решается.

На коротких фрагментах сигнала модель движения объекта можно упростить и оценивать сокращенный вектор параметров. Обозначим через $n_{\text{изм}}$ число оцениваемых компонент частного вектора параметров. Например, можно оценивать только начальную фазу и доплеровскую частоту, то есть задать $n_{\text{изм}} = 2$.

Для каждого фрагмента в результате поиска по $n_{\text{скан},j}$ переменным формируется начальное приближение, которое уточняется квазиньютоновским методом [6] (для сокращения изложения детали метода оценивания в статье опущены.). Оцениваются только первые $n_{\text{изм}}$ параметров, остальные параметры остаются неизменными и равными соответствующим компонентам $\hat{\mathbf{f}}_{\text{н.п},j}$. В результате получаем набор частных оценок $\hat{\boldsymbol{\theta}}_j, j = 1 \dots N_{\text{фр}}$.

Оценку амплитуды отраженного сигнала, единую для всех фрагментов, получим из уравнения для средней энергии отраженного сигнала

$$\left\langle \sum_i u_i^2 \right\rangle = \frac{A^2 \cdot t_{\text{имп}} \cdot n_{\text{пачки}}}{2\Delta t} + N_{\text{д}} \sigma_{\eta}^2,$$

где $N_{\text{д}}$ – число отсчетов опорной выборки. Тогда

$$\hat{A}_{\text{н.п.}} = 2\Delta t \left(\sum_i u_i^2 - N_{\text{д}} \sigma_{\eta}^2 \right) / (t_{\text{имп}} \cdot n_{\text{пачки}}) \quad (13)$$

Часть из полученных оценок $\hat{\boldsymbol{\theta}}_j$ будут нормальными, а часть – аномальными. Рассмотрим статистические свойства нормальных оценок и алгоритм детектирования аномальных.

2.2. Статистические характеристики нормальных частных оценок

Разобьем $\hat{\boldsymbol{\theta}}_j$ на две части $\hat{\boldsymbol{\theta}}_j = (\hat{\boldsymbol{\theta}}_{1j}, \hat{\boldsymbol{\theta}}_{2j})$, где вектор $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{1j}$ содержит первые $n_{\text{изм}}$ элементов вектора $\hat{\boldsymbol{\theta}}_j$ (включая начальную фазу фрагмента). Истинный вектор параметров также представим в виде $\tilde{\boldsymbol{\theta}}_j = (\tilde{\boldsymbol{\theta}}_{1j}, \tilde{\boldsymbol{\theta}}_{2j})$. Матрицу Фишера представим в виде $\boldsymbol{\Phi}(T_{\text{фр}}) = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Phi}_{11} & \boldsymbol{\Phi}_{12} \\ \boldsymbol{\Phi}_{21} & \boldsymbol{\Phi}_{22} \end{pmatrix}$, где $\boldsymbol{\Phi}_{11}$ – фрагмент матрицы Фишера размером $n_{\text{изм}} \times n_{\text{изм}}$.

Из-за фиксации при оценивании части параметров, оценка $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{1j}$ оказывается смещенной на величину $-\boldsymbol{\Phi}_{11}^{-1} \boldsymbol{\Phi}_{12} (\hat{\boldsymbol{\theta}}_{2j} - \tilde{\boldsymbol{\theta}}_{2j}) = -A_{\text{см}} (\hat{\boldsymbol{\theta}}_{2j} - \tilde{\boldsymbol{\theta}}_{2j})$, где $A_{\text{см}} = \boldsymbol{\Phi}_{11}^{-1} \boldsymbol{\Phi}_{12}$. Корреляционную матрицу оценки $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{1j}$ можно считать равной $\mathbf{R}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{1j}) = \boldsymbol{\Phi}_{11}^{-1}$.

Оценка начальной фазы фрагмента отраженного сигнала далее не будет использоваться при объединении частных оценок $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{1j}$ в одну обобщенную оценку. Поэтому нас будут интересовать характеристики оценки $\hat{\mathbf{f}}_j = (\hat{\mathbf{f}}_{1j}, \hat{\mathbf{f}}_{2j})$. Вектор $\hat{\mathbf{f}}_{1j}$ получается из $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{1j}$ отбрасыванием начальной фазы, а $\hat{\mathbf{f}}_{2j} = \hat{\boldsymbol{\theta}}_{2j}$. Смещенность $\hat{\mathbf{f}}_{1j}$ равна $-A'_{\text{см}} (\hat{\mathbf{f}}_{2j} - \tilde{\mathbf{f}}_{2j})$, где $A'_{\text{см}}$ получаем из $A_{\text{см}}$ удалением первой строки. Корреляционную матрицу $\mathbf{R}(\hat{\mathbf{f}}_{1j})$ получаем из $\mathbf{R}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{1j})$ удалением первой строки и первого столбца.

2.3. Объединение нормальных частных оценок

Далее необходимо объединять полученные частные оценки $\hat{\mathbf{f}}_{1j}$ и $\hat{\mathbf{f}}_{2j}$ в одну обобщенную оценку. Так как некоторые оценки могут быть аномальными, то объединять следует не все, а только часть из них. Предположим, что множество \mathbf{ind} содержит индексы фрагментов с нормальными оценками, которые требуется объединить в одну оценку $\hat{\mathbf{f}}_{\mathbf{ind}}$.

Логарифмическая функция правдоподобия вектора параметров \mathbf{f} при наличии одной пары оценок $\hat{\mathbf{f}}_{1j}$ и $\hat{\mathbf{f}}_{2j}$ имеет вид (опущена константа, не зависящая от \mathbf{f}):

$$L(\hat{\mathbf{f}}_j / \mathbf{f}) = -\frac{1}{2} \mathbf{w}^T \mathbf{R}^{-1} (\hat{\mathbf{f}}_{1j}) \mathbf{w},$$

$$\text{где } \mathbf{w} = \hat{\mathbf{f}}_{1j} - \mathbf{K}'_{1j} \cdot \mathbf{f} + A'_{\text{см}} (\hat{\mathbf{f}}_{2j} - \mathbf{K}'_{2j} \mathbf{f}_{2j}) = \\ = \hat{\mathbf{f}}_{1j} + A'_{\text{см}} \hat{\mathbf{f}}_{2j} - (\mathbf{K}'_{1j} + A'_{\text{см}} \mathbf{K}'_{2j}) \cdot \mathbf{f};$$

$\mathbf{K}'(t_j) = \begin{pmatrix} \mathbf{K}'_{1j} \\ \mathbf{K}'_{2j} \end{pmatrix}$, \mathbf{K}'_{1j} – часть матрицы $\mathbf{K}'(t_j)$ размером $(n_{\text{изм}} - 1) \times n$; \mathbf{K}'_{2j} – матрица, дополняющая \mathbf{K}'_{1j} до $\mathbf{K}'(t_j)$.

Учитывая все измерения с индексами, принадлежащими множеству \mathbf{ind} , получим совместную логарифмическую функцию правдоподобия

$$L(\hat{\mathbf{f}}_{j \in \mathbf{ind}} / \mathbf{f}) = \sum_{j \in \mathbf{ind}} L(\hat{\mathbf{f}}_j / \mathbf{f})$$

Оценка максимального правдоподобия $\hat{\mathbf{f}}_{\mathbf{ind}}$ вектора \mathbf{f} имеет вид

$$\hat{\mathbf{f}}_{\mathbf{ind}} = \mathbf{R}_{\mathbf{ind}} \sum_{j \in \mathbf{ind}} \mathbf{B}_j^T \cdot \mathbf{R}^{-1} (\hat{\mathbf{f}}_{1j}) \cdot (\hat{\mathbf{f}}_{1j} + A'_{\text{см}} \hat{\mathbf{f}}_{2j}), \quad (14)$$

где $\mathbf{B}_j = \mathbf{K}'_{1j} + A'_{\text{см}} \mathbf{K}'_{2j}$;

$$\mathbf{R}_{\mathbf{ind}} = \left(\sum_{j \in \mathbf{ind}} \mathbf{B}_j^T \cdot \mathbf{R}^{-1} (\hat{\mathbf{f}}_{1j}) \cdot \mathbf{B}_j \right)^{-1} \quad (15)$$

корреляционная матрица оценки $\hat{\mathbf{f}}_{\mathbf{ind}}$.

2.4. Обнаружение аномальных частных оценок

Рассмотрим основную идею предлагаемого алгоритма детектирования аномальных измерений.

Пусть среди полученных частных оценок, выбрано некоторое подмножество, и требуется определить, присутствуют ли в нем аномальные оценки. В качестве критерия наличия или отсутствия аномальных оценок в некотором подмножестве частных оценок предлагается использовать способность предсказывать по нему значения других частных оценок. Если все оценки в выбранном подмножестве нормальные (такое подмножество назовем нормальным), то на их основе можно предсказывать другие нормальные оценки, так как все нормальные оценки функционально связаны между собой. Если же в выбранное подмножество оценок попадает одна или несколько аномальных, то на его основе плохо предсказываются как нормальные, так и аномальные оценки.

Алгоритм детектирования состоит в переборе различных подмножеств частных оценок, проверки их на наличие аномальных оценок и выборе только нормальных подмножеств. Затем по найденным нормальным подмножествам выполняется детектирование аномальных измерений. Перебирать различные подмножества предлагается случайным образом. Рассмотрим реализацию предложенного алгоритма в деталях.

1. Выберем случайным образом k ($k \cdot n_{\text{изм}} > n + 1$) фрагментов. Их индексы составляют вектор \mathbf{ind}_1 ;

2. По частным оценкам в выбранных фрагментах согласно (14) и (15) оцениваем вектор $\hat{\mathbf{f}}_{\mathbf{ind}}^1$ и его корреляционную матрицу $\mathbf{R}_{\mathbf{ind}}^1$;

3. На основе $\hat{\mathbf{f}}_{\mathbf{ind}}^1$ предсказываем частные векторы параметров для всех фрагментов – $\hat{\mathbf{f}}_{1j_ind}^1 = \mathbf{K}'_{1j} \cdot \hat{\mathbf{f}}_{\mathbf{ind}}^1$, $j = 1..N_{\text{фр}}$, а также корреляци-

онные матрицы этих оценок

$$\mathbf{R}(\hat{\mathbf{f}}_{1j_ind}^1) = \mathbf{K}'_{1j} \mathbf{R}'_{ind} (\mathbf{K}'_{1j})^T;$$

4. Проверки гипотезы о нормальности оценок. Выбранное подмножество фрагментов \mathbf{ind}_1 может содержать как нормальные, так и аномальные оценки. Рассмотрим две гипотезы:

- нулевую H_0 – \mathbf{ind}_1 содержат только нормальные измерения;
- альтернативную H_a – \mathbf{ind}_1 содержат как нормальные, так и аномальные измерения.

Для различения этих гипотез рассчитаем нормированные невязки

$$\Delta_j = \left(\hat{\mathbf{f}}_{1j_ind}^1 - \hat{\mathbf{f}}_{1j} \right)^T \times \left(\mathbf{R}(\hat{\mathbf{f}}_{1j_ind}^1) + \mathbf{R}(\hat{\mathbf{f}}_{1j}) \right)^{-1} \cdot \left(\hat{\mathbf{f}}_{1j_ind}^1 - \hat{\mathbf{f}}_{1j} \right), \quad (16)$$

и отсортируем их значения по возрастанию. Полученные величины составляют вектор $\Delta^{\text{сорт}}$.

Если верна нулевая гипотеза, то невязки Δ_j , соответствующие нормальным оценкам, распределены по хи-квадрат с $n_{\text{изм}} - 1$ степенями свободы. В среднем их будет $N_{\text{норм}} = N_{\text{фр}} \cdot P_{\text{аном}}$. Невязки для нормальных оценок будут существенно меньше невязок для аномальных оценок, поэтому они будут концентрироваться в начале вектора $\Delta^{\text{сорт}}$. Если верна альтернативная гипотеза, то невязки Δ_j для нормальных измерений будут существенно больше, и величины $\Delta^{\text{сорт}}(j)$ будут возрастать с увеличением j существенно быстрее, чем при нормальной гипотезе. Тогда величину $\Delta^{\text{сорт}}(N_{\text{тест}})$ при $N_{\text{тест}} < N_{\text{норм}}$ можно использовать для различения гипотез H_0 и H_a :

$$H_0, \text{ если } \Delta^{\text{сорт}}(N_{\text{тест}}) \leq \Delta_{\text{th}}^{\text{сорт}}; \quad (17)$$

$$H_a, \text{ если } \Delta^{\text{сорт}}(N_{\text{тест}}) > \Delta_{\text{th}}^{\text{сорт}}. \quad (18)$$

Порог, обеспечивающий вероятность ложной тревоги равной α , определяем из уравнения

$$\alpha = \int_{\Delta_{\text{th}}^{\text{сорт}}}^{\infty} g(\Delta^{\text{сорт}}(N_{\text{тест}})) \cdot d\Delta^{\text{сорт}}(N_{\text{тест}}), \quad (19)$$

где $g(\Delta^{\text{сорт}}(N_{\text{тест}}))$ – плотность распределения $\Delta^{\text{сорт}}(N_{\text{тест}})$ при нулевой гипотезе. Рассчитаем эту плотность. Среди элементов $\Delta^{\text{сорт}}$ в среднем $N_{\text{норм}}$ соответствуют нормальным измерениям, остальные – аномальным. Полагая, что для аномальных измерений невязка значительно больше, чем для нормальных, получим, что величина $\Delta^{\text{сорт}}(N_{\text{тест}})$ представляет собой $N_{\text{тест}}$ ранговую статистику из $N_{\text{норм}}$ случайных чисел с хи-квадрат распределением. Тогда

$$g(x) = \left(X^2(x, n_{\text{изм}} - 1) \right)^{N_{\text{тест}} - 1} \times \left(1 - X^2(x, n_{\text{изм}} - 1) \right)^{N_{\text{норм}} - N_{\text{тест}}} \chi^2(x, n_{\text{изм}} - 1), \quad (20)$$

где $X^2(x, n_{\text{изм}} - 1)$ – закон распределения для хи-квадрат плотности $\chi^2(x, n_{\text{изм}} - 1)$.

5. Этапы 1-4 повторяются до тех пор, пока не выполнится условие (17), то есть будет найдено подмножество \mathbf{ind}_1 содержащее только нормальные измерения;

6. Повторяются этапы 1-5 и формируются подмножества $\mathbf{ind}_2, \mathbf{ind}_3, \dots, \mathbf{ind}_m$, соответствующие им оценки $\hat{\mathbf{f}}_{1j_ind}^1, \hat{\mathbf{f}}_{1j_ind}^2, \dots, \hat{\mathbf{f}}_{1j_ind}^m$ и корреляционные матрицы $\mathbf{R}(\hat{\mathbf{f}}_{1j_ind}^1), \mathbf{R}(\hat{\mathbf{f}}_{1j_ind}^2), \dots, \mathbf{R}(\hat{\mathbf{f}}_{1j_ind}^m)$, где m – число испытаний;

7. К этому этапу для каждого фрагмента получены m оценок. Так как каждая оценка формируется на основе случайно выбранного подмножества фрагментов, то оценки независимы. Объединим их в одну обобщенную оценку

$$\hat{\mathbf{f}}_{1j_ind} = \mathbf{R}(\hat{\mathbf{f}}_{1j_ind}) \sum_{i=1}^m \mathbf{R}^{-1}(\hat{\mathbf{f}}_{1j_ind}^i) \cdot \hat{\mathbf{f}}_{1j_ind}^i, \quad (21)$$

где

$$\mathbf{R}(\hat{\mathbf{f}}_{1j_ind}) = \left[\sum_{i=1}^m \mathbf{R}^{-1}(\hat{\mathbf{f}}_{1j_ind}^i) \right]^{-1}, \quad j = 1..N_{\text{фр}}. \quad (22)$$

8. На этом этапе оценки $\hat{\mathbf{f}}_{1j_ind}$ используются для детектирования аномальных измерений. В качестве критерия для j -го фрагмента будем использовать квадратичную форму

$$E_j = \left(\hat{\mathbf{f}}_{1j_ind} - \hat{\mathbf{f}}_{1j} \right)^T \times \left(\mathbf{R}(\hat{\mathbf{f}}_{1j_ind}) + \mathbf{R}(\hat{\mathbf{f}}_{1j}) \right)^{-1} \cdot \left(\hat{\mathbf{f}}_{1j_ind} - \hat{\mathbf{f}}_{1j} \right), \quad (23)$$

Правило детектирования аномальных измерений таково

$\left\{ \begin{array}{l} \text{нормальная оценка в } j\text{-м фрагменте, если } E_j \leq E_0; \\ \text{аномальная оценка в } j\text{-м фрагменте, если } E_j > E_0, \end{array} \right.$

где E_0 – порог.

Для нормальных измерений E_j также распределено по закону хи-квадрат с $n_{\text{изм}} - 1$ степенями свободы. Тогда порог E_0 , обеспечивающий вероятность ложной тревоги α , определяется из уравнения

$$\alpha = \int_{E_0}^{\infty} \chi^2(E_j, n_{\text{изм}} - 1) dE_j. \quad (24)$$

Индексы всех нормальных измерений запишем в вектор $\mathbf{ind}_{\text{норм}}$.

9. Определив индексы нормальных оценок, мы можем объединить частные нормальные оценки в обобщенной оценке $\hat{\mathbf{f}}_{\Sigma}$ с корреляционной матрицей $\mathbf{R}(\hat{\mathbf{f}}_{\Sigma})$ согласно описанному выше алгоритму объединения частных оценок.

Точность обобщенной оценки $\hat{\mathbf{f}}_{\Sigma}$ будет ниже потенциальной. Можно показать, что при больших $N_{\text{фр}}$ и оценивании в каждом фрагменте только доплеровской частоты, отношение среднеквадратичное отклонения (СКО) обобщенной оценки к СКО по-

тенциально точной оценки будет $\approx N_{\text{фр}}$. Был экспериментально подобран коэффициент пропорциональности, равный примерно 0,3.

Формированием $\hat{\mathbf{f}}_{\Sigma}$ завершается работа стохастического алгоритма детектирования аномальных измерений. Завершающим этапом алгоритма оценивания является объединение оценки $\hat{\mathbf{f}}_{\Sigma}$ с предсказанием $\hat{\mathbf{f}}_{\text{экстр}}$ и формирование итоговой оценки $\hat{\mathbf{f}}$

$$\hat{\mathbf{f}} = \left(\mathbf{R}^{-1}(\hat{\mathbf{f}}_{\Sigma}) + \mathbf{R}_{\text{экстр}}^{-1} \right)^{-1} \times \left(\mathbf{R}^{-1}(\hat{\mathbf{f}}_{\Sigma}) \hat{\mathbf{f}}_{\Sigma} + \mathbf{R}_{\text{экстр}}^{-1} \hat{\mathbf{f}}_{\text{экстр}} \right), \quad (25)$$

с корреляционной матрицей

$$\mathbf{R}_{\hat{\mathbf{f}}} = \left(\mathbf{R}^{-1}(\hat{\mathbf{f}}_{\Sigma}) + \mathbf{R}_{\text{экстр}}^{-1} \right)^{-1}. \quad (26)$$

2.5. Экспериментальные исследования

Рассмотрим гипотетическую неподвижную ИДРЛС со следующими параметрами:

$$T_{\text{имп}} = 10 \text{ мкс}, \quad t_{\text{имп}} = 1 \text{ мкс}, \quad n_{\text{пачки}} = 10000, \\ T = 0,1 \text{ с}, \quad f_{\text{зонд}} = 10 \text{ ГГц}.$$

Рассмотрим ситуацию, когда ЛА пролетает мимо РЛС со скоростью $v = 600 \text{ м/с}$. ЛА находится на минимальном расстоянии от РЛС $r_{\text{min}} = 500 \text{ м}$ в момент времени $t = 0$.

За время прихода отраженного радиосигнала примем $t = 0,125 \text{ с}$.

Рассчитывая мгновенную радиальную скорость, пересчитывая ее в доплеровскую частоту и аппроксимируя ее на интервале наблюдения полиномом второго порядка, получим, что

$$f_0 \approx 10 \cdot 10^3, \quad f_1 \approx 40 \cdot 10^3, \quad f_2 \approx -25 \cdot 10^3.$$

Эти параметры будем использовать при моделировании. Шаг дискретизации зададим равным $\Delta t = 10^{-6} \text{ с}$.

В рассматриваемом примере оцениванию подлежат доплеровская частота и ее первые 2 производные, т.е. $n = 2$.

Исходные параметры сигнала:

$$A = 1, \tilde{\mathbf{f}} = (10; 40; -25) \cdot 10^3;$$

дисперсия помехи $\sigma_{\eta}^2 = 16$; вектор прогноза

$$\mathbf{f}_{\text{эстр}} = (7,63; 15,53; -49,34) \cdot 10^3.$$

Корреляционная матрица $\mathbf{R}_{\text{эстр}}$, описывающая точность прогноза – диагональная:

$$\sqrt{\text{diag}(\mathbf{R}_{\text{эстр}})} = (2000; 30000; 30000).$$

Сигнал разбиваем на $N_{\text{фр}} = 400$. Один фрагмент состоит из $n_{\text{фр}} = 25$ импульсов. В каждом фрагменте оцениваются начальная фаза и доплеровская частота ($n_{\text{изм}} = 2$).

Рассмотрим результаты оценивания. На первом этапе оценивается амплитуда сигнала $\hat{A}_0 = 0,9441$.

Далее измеряются частные векторы параметров.

Результат оценивания доплеровской частоты в отдельных блоках приведен на рис. 2. По горизонтальной оси отложено время начала блока. Гладкие линии на рис. 2 означают верхнюю и нижнюю границы диапазона поиска доплеровской частоты.

Видно, что с увеличением времени диапазон сканирования расширяется из-за падения качества прогноза по доплеровской частоте. Хорошо видны нормальные оценки и аномальные оценки (в виде выбросов).

Результат обнаружения аномальных оценок приведен на рис. 3, где оставлены только обнаруженные нормальные оценки (аномальные оценки заменены путем линейной интерполяции по соседним нормальным оценкам).

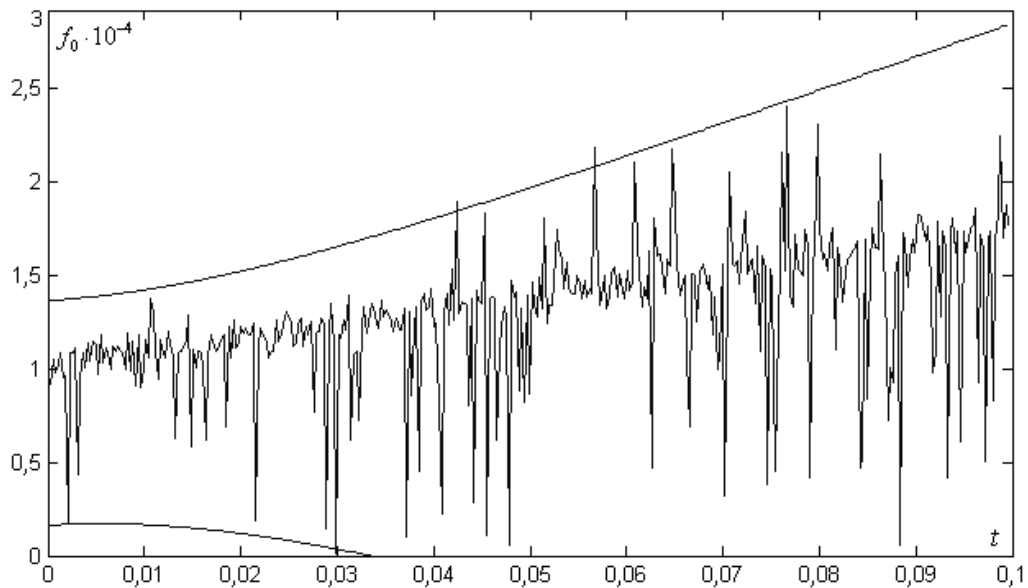


Рис. 2. Частные оценки доплеровской частоты

Вероятность аномальных измерений, вычисленная по итогам детектирования, составила $P_{\text{аном}} = 0,2141$.

Эксперименты показывают, что детектор аномальных измерений устойчиво работает и при больших величинах $P_{\text{аном}}$, вплоть до 0,4-0,5, однако при этом несколько снижается скорость его работы.

После объединения частных векторов параметров получена обобщенная оценка $\hat{\mathbf{f}}$:

$$\hat{\mathbf{f}} = (10030,63; 38,32 \cdot 10^3; -7,96 \cdot 10^3)$$

с корреляционной матрицей

$$\sqrt{\text{diag}(\mathbf{R}_{\hat{\mathbf{f}}})} = (116,27; 2576,26; 16691,14).$$

Невязки между истинным вектором параметров, вектором прогноза и оценкой $\hat{\mathbf{f}}$ равны:

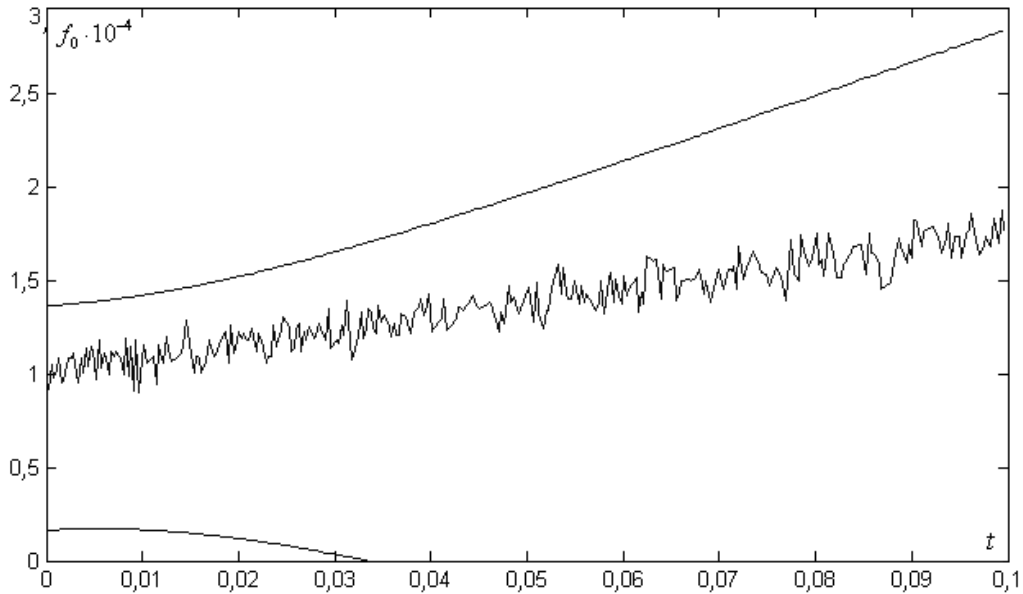


Рис. 3. Частные оценки доплеровской частоты после детектирования аномальных измерений

$$\tilde{\mathbf{f}} - \mathbf{f}_{\text{экстр}} = (2373; 24466; 24393);$$

$$\tilde{\mathbf{f}} - \hat{\mathbf{f}} = (30,63; 1678; 17073).$$

Достигнутый выигрыш по точности оценим отношением СКО ошибок по соответствующим переменным:

$$\sqrt{\text{diag}(\mathbf{R}_{\text{экстр}})} / \sqrt{\text{diag}(\mathbf{R}_{\hat{\mathbf{f}}})} = (17,2; 11,64; 1,79).$$

Наибольший выигрыш достигнут по доплеровской частоте и по ее первой производной, наименьший – по второй производной. Сравним достигнутую точность оценивания с потенциально возможной, определяемой матрицей Фишера для полного времени наблюдения. Соответствующую корреляционную матрицу обозначим \mathbf{R}_{Π} :

$$\sqrt{\text{diag}(\mathbf{R}_{\Pi})} = (0,99; 22,92; 150,65).$$

$$\sqrt{\text{diag}(\mathbf{R}_{\hat{\mathbf{f}}})} / \sqrt{\text{diag}(\mathbf{R}_{\Pi})} = (117,9; 112,42; 110,79).$$

То есть потенциально точность измерений может быть увеличена по СКО примерно в 120 раз по всем параметрам. Добиться этого можно путем использования полученной уточненной оценки $\hat{\mathbf{f}}$ в качестве начального условия для предложенного алгоритма. Например, если сигнал снова разбить на меньшее

число фрагментов $N_{\text{фр}} = 66$ (один фрагмент состоит из $n_{\text{фр}} = 150$ импульсов), то точность новой оценки составит

$$\sqrt{\text{diag}(\mathbf{R}_{\hat{\mathbf{f}}})} = (28,44; 660,87; 4306,73)$$

$$\text{и } \sqrt{\text{diag}(\mathbf{R}_{\hat{\mathbf{f}}})} / \sqrt{\text{diag}(\mathbf{R}_{\Pi})} = (28,8; 28,8; 28,5).$$

Продолжая итерации, можно уточнять оценку и далее.

Выводы

В работе рассмотрена проблема повышения эффективности работы ИДРЛС при работе с интенсивно маневрирующими целями, путем совершенствования способа оценивания параметров когерентной пачки импульсов.

Статья посвящена развитию подхода, заключающегося в дроблении отраженного сигнала на фрагменты, отдельной обработки каждого фрагмента и последующего объединения полученных частных оценок в обобщенный вектор параметров.

Разработан алгоритм обработки сигнала в пределах отдельного фрагмента, включая поиск сигнала и оценивание его параметров, и алгоритм объединения частных оценок в обобщенную.

Особенностью разработанного алгоритма является то, что в качестве элементарного фрагмента сигнала может использоваться не только отдельный импульс, но и пачки импульсов произвольной длины. Это приводит к большему числу вариантов разбиения отраженного сигнала, что позволяет подобрать наилучший по быстродействию вариант в заданных условиях работы измерительной системы, а также реализовать уточнение оценок путем последовательного увеличения длительности фрагментов.

Сокращение длины обрабатываемых фрагментов сигнала приводит к уменьшению времени его обработки, однако на малых длинах повышается вероятность появления аномальных измерений, препятствующих объединению частных оценок. Учет этого обстоятельства путем разработки алгоритма детектирования аномальных измерений является второй особенностью алгоритма. Это обеспечивает его работоспособность при низком отношении сигнал/помеха или низкой точности априорных данных о оцениваемом векторе параметров. Это особенно полезно на этапе обнаружения цели, завязки траектории или выполнении целью маневра, а также при работе с малозаметными целями.

Проведено экспериментальное исследование предложенного алгоритма на синтезированных данных, показавшее его работоспособность. Детектор аномальных оценок работоспособен при величинах $P_{\text{аном}}$ вплоть до 0,4 - 0,5.

Проанализированы точностные характеристики метода в сравнении в предельно достижимыми.

Рассмотрено направление повышения точности предложенного алгоритма.

По мнению авторов, разработанный алгоритм может послужить основой для быстродействующего измерителя параметров интенсивно маневрирующей цели в составе ИДРЛС.

Литература

1. Канащенков А.И., Корчагин В.И., Меркулов В.И., Самарин О.Ф. Сверхманевренность и бортовые радиолокационные системы // Радиотехника (журнал в журнале). – 2002. – № 5. – С. 43-50.
2. Канащенков А.И., Меркулов В.И., Самарин О.Ф. Облик перспективных бортовых радиолокационных систем. Возможности и ограничения. – М: ИПРЖР, 2002. – 176 с.
3. Ильчук А.Р., Меркулов В.И., Самарин О.Ф., Юрчик И.А. Влияние интенсивного маневрирования целей на показатели эффективности системы первичной обработки сигналов в бортовых РЛС // Радиотехника. – 2003. – № 6. – С. 58-63.
4. Кузьменков В. Ю., Логинов В. М., Способы и устройства совместного измерения радиальной дальности и радиального ускорения // Радиотехника и электроника. – 1997. – Т. 42, № 12, – С. 1465-1475.
5. Фалькович С.Е., Хомяков Э.Н. Статистическая теория измерительных радиосистем. – М.: Радио и связь, 1981. – 288 с.
6. Luenberger D.G. Linear and Nonlinear Programming. Second Edition. – Addison-Wesley, Reading, MA, 1984. – 502 p.

Поступила в редакцию 5.03.2008

Рецензент: д-р техн. наук, проф. В.К. Волосюк, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «ХАИ», Харьков.