

CFAR-обнаружитель цели в радиолокаторе с синтезированной апертурой

А. А. Монаков✉

Институт радиотехники и телекоммуникационных технологий,
Санкт-Петербургский государственный университет
аэрокосмического приборостроения, Санкт-Петербург, Россия

✉a_monakov@mail.ru

Аннотация

Введение. Обнаружители с постоянным уровнем ложной тревоги (CFAR-обнаружители) нашли применение в радиолокаторах с синтезированной апертурой. Принцип работы классического CA-CFAR-обнаружителя основан на сравнении решающей статистики в тестируемом элементе разрешения с адаптивным порогом, который вычисляется по сигналам в контрольных элементах. В качестве решающей статистики используется оценка мощности сигнала, поэтому обнаружение сигнала цели основано на яркостном контрасте тестируемого и контрольных элементов разрешения. Такой обнаружитель является оптимальным, если помеховый фон однороден. При нарушении однородности фона качество обнаружения снижается. Известны несколько способов улучшения качества обнаружения (GO-CFAR, SO-CFAR, OS-CFAR и др.). Однако сам принцип обнаружения по яркостному контрасту в таких CFAR-обнаружителях остается неизменным.

Цель работы. Синтезировать CFAR-обнаружитель, который использует для обнаружения не только яркостный контраст между тестируемым и контрольными элементами разрешения, но и спектральные отличия сигналов.

Материалы и методы. В предлагаемом CFAR-обнаружителе используются оценки алгебраических моментов спектральной плотности мощности сигналов в элементах разрешения по дальности, на основе которых вычисляются 3 решающие статистики, содержащие информацию о мощности, положении энергетического центра и ширине спектра сигнала. Решение о присутствии цели в тестируемом элементе разрешения осуществляется по правилу "2/3" (2 превышения порога из трех проверок).

Результаты. Сравнение предлагаемого обнаружителя с SO-CFAR-обнаружителем с помощью компьютерного моделирования показало, что при отношении сигнал/помеха –6 дБ и вероятности ложной тревоги 10^{-4} вероятность правильного обнаружения предлагаемого обнаружителя составляет 0.933 против 0.708 у SO-CFAR-обнаружителя.

Заключение. Предложен трехпараметрический CFAR-обнаружитель цели для радиолокатора с синтезированной апертурой, в котором решение о присутствии цели принимается на основе оценки трех алгебраических моментов спектра сигнала. Синтезированный алгоритм обнаружения может быть также использован для обнаружения движущихся целей в радиолокаторе с синтезированной апертурой.

Ключевые слова: CFAR-обнаружитель, алгебраические моменты спектра, радиолокатор с синтезированной апертурой

Для цитирования: Монаков А. А. CFAR-обнаружитель цели в радиолокаторе с синтезированной апертурой // Изв. вузов России. Радиоэлектроника. 2024. Т. 27, № 3. С. 52–67. doi: 10.32603/1993-8985-2024-27-3-52-67

Конфликт интересов. Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов.

Статья поступила в редакцию 01.02.2024; принята к публикации после рецензирования 25.03.2024; опубликована онлайн 28.06.2024

CFAR Target Detector in Synthetic Aperture Radar

Andrey A. Monakov✉

Institute of Radio Technique and Telecommunication Technologies,
Saint Petersburg State University of Aerospace Instrumentation, St Petersburg, Russia

✉ a_monakov@mail.ru

Abstract

Introduction. Constant false alarm rate (CFAR) detectors have found application in synthetic aperture radar (SAR) systems. The operating principle of a classic cell averaging detector (CA-CFAR detector) is based on comparing the decision statistics in the test resolution element with an adaptive threshold, which is calculated from signals in the reference cells. The decision statistic is an estimate of the signal power. Therefore, target signal detection is based on the brightness contrast of the test and reference resolution cells. Such a detector is optimal provided that the noise background is homogeneous. In cases where the background homogeneity is violated, the quality of detection deteriorates. There are several known methods for improving the quality of detection (GO-CFAR, SO-CFAR, OS-CFAR, etc.). However, the precise principle of detection by brightness contrast in such CFAR detectors remains unchanged.

Aim. To synthesize a CFAR detector that uses not only the brightness contrast between the test and reference resolution cells, but also the spectral differences of the signals.

Materials and methods. The proposed CFAR detector uses estimates of the algebraic moments of the power spectral density of signals in range cells, based on which three decision statistics are calculated containing information about the power, the position of the energy center, and the width of the signal spectrum. The decision about the presence of a target in the test cell is carried out according to the 2/3 rule (2 threshold overshoots out of 3 comparisons).

Results. A comparison of the proposed detector with the SO-CFAR detector, performed by computer simulation, showed that, under a signal-to-clutter ratio of -6 dB and a false alarm probability of 10^{-4} , the detection probability of the proposed detector was 0.933 versus 0.708 for the SO-CFAR detector.

Conclusion. The article proposes a three-parameter CFAR detector for a synthetic aperture radar system, in which the decision on the presence of a target in the test cell is made via estimation of the first three algebraic moments of the signal spectrum. The synthesized detection algorithm can also be used when detecting moving targets in SAR.

Keywords: CFAR detector, algebraic moments of the signal spectrum, synthetic aperture radar

For citation: Monakov A. A. CFAR Target Detector in Synthetic Aperture Radar. Journal of the Russian Universities. Radioelectronics. 2024, vol. 27, no. 3, pp. 52–67. doi: 10.32603/1993-8985-2024-27-3-52-67

Conflict of interest. The author declares no conflicts of interest.

Submitted 01.02.2024; accepted 25.03.2024; published online 28.06.2024

Введение. Обнаружители с постоянным уровнем ложной тревоги (ЛТ) (Constant False Alarm Rate – CFAR) нашли в настоящее время широкое применение в радиолокационных системах, которые работают в условиях мощных пассивных помех с априорно неизвестной средней мощностью. В этих системах фиксация уровня ЛТ происходит за счет выделения тестируемого элемента разрешения (ячейки) по дальности, для которого решается задача обнаружения полезного сигнала, и измерения средней мощности сигнала в контрольных элементах разрешения (ячейках), окружающих тестируе-

мый элемент. Структурная схема классического CFAR-обнаружителя представлена на рис. 1 [1].

CFAR-обнаружитель работает следующим образом. Сигнал с выхода согласованного фильтра приемника поступает на вход квадратического детектора. Продетектированный сигнал – оценка мгновенной мощности – поступает на вход регистра памяти, общее число ячеек в котором равно $2n+1$, где n – целое число, выбираемое таким образом, чтобы обеспечить заданную вероятность ЛТ обнаружителя F . Пусть содержимое тестируемой ячейки есть Y , а содержимое контрольных ячеек, которые ис-

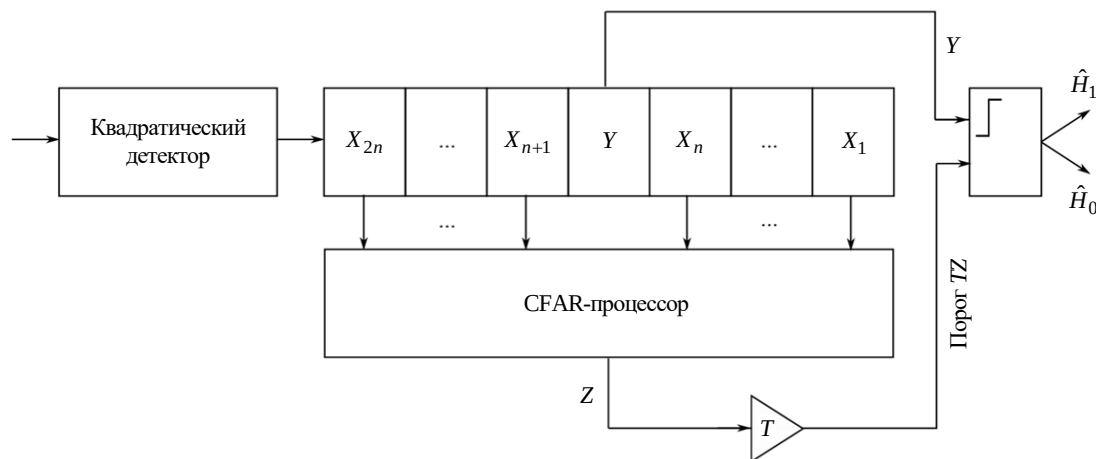


Рис. 1. CFAR-обнаружитель

Fig. 1. CFAR detector

пользуются для измерения средней мощности пассивной помехи (ПП), соответственно $X_1, \dots, X_n, X_{n+1}, \dots, X_{2n}$, причем ячейки с номерами $1, \dots, n$ предшествуют тестируемой ячейке, а ячейки с номерами $n+1, \dots, 2n$ следуют за тестируемой ячейкой. Содержимое контрольных ячеек поступает на вход CFAR-процессора, где вычисляется оценка средней мощности ПП Z . Эта оценка подается на вход линейного звена с коэффициентом передачи T . Выходной сигнал умножителя TZ является порогом, который поступает на второй вход компаратора. На первый вход компаратора поступает содержимое тестируемой ячейки Y . Если $Y \geq TZ$, то выносится решение $\hat{H}_1$ о присутствии сигнала. Если $Y < TZ$, то принимается решение $\hat{H}_0$ о том, что в тестируемой ячейке сигнала нет.

Простейшим способом оценки средней мощности, который реализуется в CFAR-процессоре, является вычисление среднего значения содержимых контрольных ячеек:

$$Z = \frac{1}{2n} \left(\sum_{k=1}^n X_k + \sum_{k=n+1}^{2n} X_k \right) = \frac{1}{2} (\bar{X}_1 + \bar{X}_2),$$

$$\text{где } \bar{X}_1 = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k; \bar{X}_2 = \frac{1}{n} \sum_{k=n+1}^{2n} X_k.$$

CFAR-обнаружитель, который использует эту оценку, называется СА-CFAR (Cell Averaging CFAR). Впервые СА-CFAR-обнаружитель был предложен в 1968 г. Г. Фином и Р. Джонсоном [2].

Качество обнаружения у СА-CFAR-обнаружителя приближается к качеству оптимального обнаружителя в случае, если помеховые отсчеты во всех контрольных ячейках имеют одинаковое экспоненциальное распределение

$$f(x) = \frac{1}{P} \exp \left[-\frac{x}{P} \right], \quad x \geq 0,$$

где P – среднее значение мощности ПП. Нарушение этого условия ведет к ухудшению качества обнаружения, которое проявляется либо в увеличении вероятности ЛТ, либо в уменьшении вероятности правильного обнаружения. Принципиально существуют две причины нарушения однородности помехового фона в контрольных ячейках – скачки средней мощности ПП и присутствие других целей в контрольных элементах разрешения по дальности [3, 4].

Для того чтобы нивелировать влияние неоднородности распределения помехи в контрольных ячейках, были предложены 3 других варианта алгоритма оценивания мощности помехи: GO-CFAR (Greatest-Of CFAR) [5], SO-CFAR (Smallest-Of CFAR) [6], OS-CFAR (Ordered Statistics CFAR) [7].

В случае GO-CFAR оценка средней мощности помехи равна максимальному значению из оценок, полученных в двух контрольных окнах:

$$Z = \max(\bar{X}_1, \bar{X}_2), \quad (1)$$

первое из которых предшествует тестируемой ячейке, а второе – следует за ней. Каждое окно содержит по n ячеек. Уровень порогового сиг-

нала GO-CFAR-обнаружителя на 0.1...0.3 дБ хуже по сравнению с CA-CFAR-обнаружителем в случае однородного помехового фона [8]. Однако при неоднородном фоне в GO-CFAR-обнаружителе наблюдается значительно меньшее увеличение вероятности ЛТ по сравнению с CA-CFAR-обнаружителем [3]. В то же время, если в контрольных ячейках имеются сигналы от других целей, мощность сигналов которых сопоставима с мощностью сигнала цели в тестируемой ячейке, качество обнаружения в GO-CFAR-обнаружителе резко ухудшается [4].

Чтобы избежать ухудшения качества обнаружения в случае присутствия сигнала от других целей в контрольных ячейках, в [6] был предложен SO-CFAR-обнаружитель, в котором оценка средней мощности помехи равна минимальной по значению оценке из полученных в двух окнах контрольных ячеек:

$$Z = \min(\bar{X}_1, \bar{X}_2). \quad (2)$$

Этот обнаружитель значительно лучше работает в многоцелевой ситуации по сравнению с CA-CFAR- и GO-CFAR-обнаружителями.

Очевидно, что статистики (1) и (2) являются частными случаями статистики

$$Z = X^{(k)}, \quad (3)$$

где $X^{(k)}$ – k -й член вариационного ряда, соответствующего выборке $X_1, \dots, X_n, X_{n+1}, \dots, X_{2n}$. Статистика (3) была предложена в [7], а сам обнаружитель в литературе получил название OS-CFAR. OS-CFAR-обнаружитель использует k -й член вариационного ряда как оценку средней мощности помехи в контрольных окнах. В [7] доказывается, что вероятность ЛТ OS-CFAR-обнаружителя не зависит от мощности помехи при экспоненциальном распределении выборки в контрольных ячейках. Дальнейшие исследования показали [1], что для получения приемлемого качества обнаружения в случае присутствия скачка средней мощности помехи или наличия нескольких целей в окрестности тестируемой ячейки значение k должно быть выбрано близким к $2n$.

Рассмотренные CFAR-обнаружители относятся к однопараметрическим (one-parameter CFAR), поскольку в них решающей статисти-

кой является оценка мощности сигнала в тестируемой ячейке, а для установления порога используются оценки средней мощности ПП в контрольных окнах. Ни один из рассмотренных CFAR-процессоров не является универсальным, т. е. способным работать с высоким качеством в условиях неоднородности помехового фона вне зависимости от того, чем обусловлена эта неоднородность.

Использование однопараметрических обнаружителей предполагает однопараметрическое (например, экспоненциальное) распределение вероятности мощности ПП. Однако при высокой разрешающей способности средств наблюдения такое распределение для естественных покровов Земли является скорее исключением, чем правилом. Так для моделирования отражений от поверхности моря и земли часто используются двухпараметрические распределения: логнормальное распределение, распределение Вейбулла, K -распределение, G^0 -распределение, β -распределение [9–11]. В связи с использованием этих распределений для статистического описания ПП в CFAR-обнаружителях было предложено использовать решающую статистику, основанную на оценке параметров этих распределений [12, 13]. Эти обнаружители были названы двухпараметрическими (two-parameter CFAR) [9, 10]. Вариантом двухпараметрического CFAR-обнаружителя является VI-CFAR-обнаружитель, предложенный в [14] и модернизированный в [15, 16]. Этот обнаружитель адаптируется к причине неоднородности ПП. VI-CFAR оценивает в контрольных окнах так называемый индекс вариабельности (Variability Index – VI)

$$VI_j = 1 + \frac{\hat{\sigma}_j^2}{\bar{X}_j^2} = 1 + \frac{1}{n-1} \frac{\sum_{k=1}^n [X_{(j-1)n+k} - \bar{X}_j]^2}{\bar{X}_j^2},$$

где $j = 1, 2$; $\bar{X}_j$ и $\hat{\sigma}_j^2$ – оценки математического ожидания и дисперсии выборки в j -м контрольном окне, и отношение средних (Mean Ratio – MR)

$$MR = \frac{\bar{X}_1}{\bar{X}_2} = \frac{\sum_{k=1}^n X_k}{\sum_{k=n+1}^{2n} X_k}.$$

Эти статистики сравниваются с соответствующими порогами. Если $VI_j \leq K_{VI}$, где K_{VI} – порог для индекса вариабельности, то помеховый фон в j -м окне считается неоднородным. Если $K_{MR}^{-1} \leq MR \leq K_{MR}$, где K_{MR} – порог для отношения средних, то средние выборочные значения в окнах признаются равными. При однородности помехового фона и неравенстве средних в окнах для вынесения решения о присутствии сигнала цели в тестируемой ячейке используется GO-CFAR-обнаружитель. SO-CFAR применяется, когда фон в обоих окнах неоднородный, а средние не равны. В остальных случаях используется CA-CFAR-обнаружитель, причем порог обнаружения сигнала цели формируется по выборочным данным того окна, помеховый фон в котором признан однородным. Пороги K_{VI} и K_{MR} определяются на основании заданных вероятностей вынесения ошибочных решений. VI-CFAR-обнаружитель сочетает лучшие свойства CA-CFAR, GO-CFAR и SO-CFAR. Этот вариант обнаружителя способен работать с одинаково высоким качеством и в случае однородного, и в случае неоднородного помехового фона. VI-CFAR-обнаружитель реализуется значительно проще, чем OS-CFAR, поскольку не требует построения вариационного ряда. Однако качество обнаружения VI-CFAR ухудшается, когда сигналы других целей одновременно попадают в оба контрольных окна.

В [17] был предложен многокритериальный обнаружитель (multifeature CFAR), в котором помимо мощности в тестируемой и контрольных ячейках оценивались другие статистики, позволяющие определить различие в распределении яркости радиолокационного изображения (РЛИ) тестируемых ячеек и окружающего фона. Кроме того, в обнаружителе определялись морфологические различия цели и фона, что значительно усложнило его реализацию. К многокритериальным также относятся обнаружители, предложенные в [18–20]. В первом из этих обнаружителей используются различия РЛИ цели и помехового фона при изменении разрешающей способности системы наблюдения, во втором – разница во фрактальных размерностях изображения цели и помехового фона.

Несмотря на большое многообразие CFAR-обнаружителей, упомянутых в цитированных работах (более полный анализ можно найти в обзорных статьях [9, 10, 21]), обнаружение цели происходит на основе одномерного распределения вероятности мощности принятого сигнала в элементах разрешения. В то же время для выполнения своей задачи CFAR-обнаружители могут привлекать и другие данные, отличающие сигнал цели от помехи. Так в [22] был предложен двухканальный обнаружитель, приемные каналы которого работают на ортогональных поляризациях.

Из физики рассеяния электромагнитных волн на объектах искусственного и естественного происхождения ясно, что их должна отличать не только разница в эффективной площади рассеяния, на чем и основана работа известных CFAR-обнаружителей, но и различие в спектральных характеристиках рассеянного сигнала. Искусственно созданный объект, как правило, содержит небольшое количество хорошо отражающих элементов (угловые отражатели, плоскости и их края, цилиндрические и сферические элементы). Поэтому, даже если цель не движется, отраженный сигнал имеет иную ширину спектра по сравнению с ПП, которая представляет собой результат интерференции сигналов от плотного множества точечных отражателей, находящихся в луче антенны радиолокатора. Если цель движется, спектр сигнала от нее получает дополнительное доплеровское смещение, что безусловно следует использовать при обнаружении.

Радиолокатор с синтезированной апертурой (РСА) является когерентным, поэтому из комплексного принятого сигнала можно извлечь информацию не только о его мощности, но и о спектральных характеристиках – средней частоте и ширине спектра. Средняя мощность, средняя частота спектра и его среднеквадратическая ширина – объективные параметры, которые могут быть оценены по результатам радиолокационного наблюдения. Для это необходимо решить задачу оценки алгебраических моментов спектральной плотности мощности (СПМ) принятого сигнала. Задаче оценки алгебраических моментов спектра были посвящены работы [23–26]. В этих статьях рассматривалась задача оценки алгебраических момен-

тов для многоканальных радиолокационных систем с фазированными антенными решетками и метеорологических радиолокаторов.

Целью настоящей статьи является синтез алгоритмов CFAR-обнаружения целей в РСА, основанных на оценках алгебраических моментов спектра принятого сигнала.

Оценка алгебраических моментов спектральной плотности мощности случайного процесса. Пусть $\xi(t)$ – стационарный комплексный случайный процесс с нулевым математическим ожиданием, для которого на интервале наблюдения $[0, T_H]$ получена выборка из N временных отсчетов $[x_0 = \xi(0), x_1 = \xi(T_s), \dots, x_{N-1} = \xi((N-1)T_s)]$, где T_s – период дискретизации. Определим p -й алгебраический момент СПМ $S_\xi(\Omega)$ случайного процесса $\xi(t)$, где Ω – безразмерная (цифровая) частота, как

$$M_p = \int_{-\pi}^{\pi} \Omega^p S_\xi(\Omega) d\Omega; \quad p = 0, 1, 2.$$

СПМ $S_\xi(\Omega)$ случайного процесса и его корреляционная функция (КФ)

$R_\xi[m] = \langle x_n x_{n+m}^* \rangle; m = 0, 1, \dots, N-1$, где треугольные скобки означают усреднение по ансамблю, связаны в силу теоремы Винера–Хинчина прямым преобразованием Фурье

$$S_\xi(\Omega) = \sum_{m=-N+1}^{N-1} R_\xi[m] \exp[-i\Omega m].$$

Для p -го алгебраического момента получим следующее уравнение:

$$\begin{aligned} M_p &= \sum_{m=-N+1}^{N-1} R_\xi[m] \int_{-\pi}^{\pi} \Omega^p \exp[-i\Omega m] d\Omega = \\ &= \sum_{m=-N+1}^{N-1} c_{pm} R_\xi[m], \end{aligned} \quad (4)$$

где $p = 0, 1, 2$; $c_{pm} = \int_{-\pi}^{\pi} \Omega^p \exp[-i\Omega m] d\Omega$ – постоянные коэффициенты. Нетрудно показать, что

$$\begin{aligned} c_{0m} &= \begin{cases} 2\pi, & m = 0, \\ 0, & m \neq 0; \end{cases} \\ c_{1m} &= \begin{cases} 0, & m = 0, \\ (-1)^{m-1} \frac{2\pi}{im}, & m \neq 0; \end{cases} \\ c_{2m} &= \begin{cases} \frac{2\pi^3}{3}, & m = 0, \\ (-1)^m \frac{4\pi}{m^2}, & m \neq 0. \end{cases} \end{aligned} \quad (5)$$

Таким образом, оценивая по полученной сигнальной выборке КФ

$$\hat{R}_\xi[m] = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1-m} x_n x_{n+m}^*; \quad m = 0, \dots, N-1 \quad (6)$$

и подставляя эту оценку в (4), можно получить оценки трех первых алгебраических моментов СПМ $\hat{M}_0, \hat{M}_1, \hat{M}_2$. При этом надо учесть, что при отрицательных значениях индекса m $R_\xi[m] = R_\xi^*[-m]$.

Ясный физический смысл имеют оценки нулевого начального момента $Z_0 = \hat{M}_0$, первого нормированного начального момента $Z_1 = \hat{M}_1 / \hat{M}_0$ и второго центрированного момента $Z_2 = \hat{M}_2 / \hat{M}_0 - (\hat{M}_1 / \hat{M}_0)^2$. Эти оценки являются случайными, статистически зависимыми величинами. Определим их плотности распределения вероятностей (ПРВ) при условии, что сигнальная выборка имеет размер $N \gg 1$ и соответствует ПП, моделью которой является комплексный дискретный нормальный процесс со средней мощностью $P = 1$. Конкретное значение средней мощности в данном случае не важно, поскольку в дальнейшем оно будет оцениваться в контрольных окнах.

Прежде всего определим математические ожидания и дисперсии оценок начальных моментов $\hat{M}_0, \hat{M}_1, \hat{M}_2$, вычислив характеристическую функцию (ХФ) их совместного распределения $\chi(q_0, q_1, q_2) = \langle \exp[-i(q_0 \hat{M}_0 + q_1 \hat{M}_1 + q_2 \hat{M}_2)] \rangle$. Однако определить ХФ на основании уравнений (4)–(6) достаточно сложно, поэтому перепределим оценки моментов. Пусть

$$X_q = \sum_{n=0}^{N-1} x_n \exp \left[-i \frac{2\pi}{N} qn \right],$$

$$q = -\frac{N}{2}, \dots, \frac{N}{2}$$

– дискретное преобразование Фурье (ДПФ) сигнальной выборки. Учитывая, что $\frac{1}{N}|X_q|^2$ $\left(q = -\frac{N}{2}, \dots, \frac{N}{2} \right)$ представляет собой периодограммную оценку СПМ [27], p -й момент СПМ можно определить как

$$\begin{aligned} \hat{M}'_p &\approx \sum_{q=-N/2}^{N/2} \Omega_q^p \frac{1}{N} |X_q|^2 \Delta\Omega = \\ &= \sum_{q=-N/2}^{N/2} \left(\frac{2\pi q}{N} \right)^p \frac{1}{N} |X_q|^2 \frac{2\pi}{N} = \\ &= \frac{1}{N} \left(\frac{2\pi}{N} \right)^{p+1} \sum_{q=-N/2}^{N/2} q^p |X_q|^2, \end{aligned}$$

где $\Omega_q = q\Delta\Omega = \frac{2\pi q}{N}$ – цифровая частота;

$\Delta\Omega = \frac{2\pi}{N}$ – шаг по цифровой частоте при вычис-

лении ДПФ. Коэффициент $C_p = \frac{1}{N} \left(\frac{2\pi}{N} \right)^{p+1}$;

$p = 0, 1, 2$, стоящий перед суммой в последнем уравнении, для каждого момента является постоянным, и его можно учесть в конце вычислений. Поэтому найдем ХФ совместного распределения

моментов $\hat{m}'_p = \sum_{q=-N/2}^{N/2} q^p |X_q|^2$ ($p = 0, 1, 2$):

$$\begin{aligned} \chi(q_0, q_1, q_2) &= \left\langle \exp \left[-i(q_0 m'_0 + q_1 m'_1 + q_2 m'_2) \right] \right\rangle = \\ &= \left\langle \exp \left[-i \sum_{q=-N/2}^{N/2} (q_0 + q_1 q + q_2 q^2) |X_q|^2 \right] \right\rangle = \\ &= \left\langle \exp \left[-i \sum_{q=-N/2}^{N/2} Q(q) |X_q|^2 \right] \right\rangle, \end{aligned}$$

где $Q(q) = q_0 + q_1 q + q_2 q^2$. Учитывая, что случайные величины X_q $\left(q = -\frac{N}{2}, \dots, \frac{N}{2} \right)$ при

сделанных предположениях о статистике ПП являются статистически независимыми, комплексными и нормальными случайными величинами с нулевыми математическими ожиданиями и одинаковыми дисперсиями, равными N , ХФ их совместного распределения

$$\chi(q_0, q_1, q_2) = \prod_{q=-N/2}^{N/2} \frac{1}{1 + iNQ(q)}.$$

Тогда кумулянтная порождающая функция совместного распределения

$$\begin{aligned} \upsilon(q_0, q_1, q_2) &= \ln \chi(q_0, q_1, q_2) = \\ &= - \sum_{q=-N/2}^{N/2} \ln [1 + iNQ(q)]. \end{aligned}$$

Полученное выражение дает возможность простым дифференцированием вычислить математические ожидания моментов $\hat{m}'_0, \hat{m}'_1, \hat{m}'_2$:

$$\begin{aligned} \mu_0 &= N(N+1); \mu_1 = 0; \\ \mu_2 &= \frac{N^2}{12} (N+1)(N+2) \end{aligned} \quad (7)$$

и корреляционную матрицу (КМ) их распределения

$$\mathbf{R} = \begin{pmatrix} \sigma_0^2 & 0 & r\sigma_0\sigma_2 \\ 0 & \sigma_1^2 & 0 \\ r\sigma_0\sigma_2 & 0 & \sigma_2^2 \end{pmatrix}, \quad (8)$$

где

$$\begin{aligned} \sigma_0^2 &= N^2(N+1); \\ \sigma_1^2 &= \frac{N^3}{12} (N+1)(N+2); \\ \sigma_2^2 &= \frac{N^3}{240} (N+1)(N+2)(3N^2 + 6N - 4); \\ r &= \sqrt{\frac{5N(N+2)}{3(3N^2 + 6N - 4)}}. \end{aligned} \quad (9)$$

Математические ожидания и дисперсии моментов $\hat{M}_0, \hat{M}_1, \hat{M}_2$ получаются из (7)–(9) простым умножением на C_0, C_1, C_2 математических ожиданий μ_0, μ_1, μ_2 и на C_0^2, C_1^2, C_2^2 дисперсий $\sigma_0^2, \sigma_1^2, \sigma_2^2$. Коэффициент корреля-

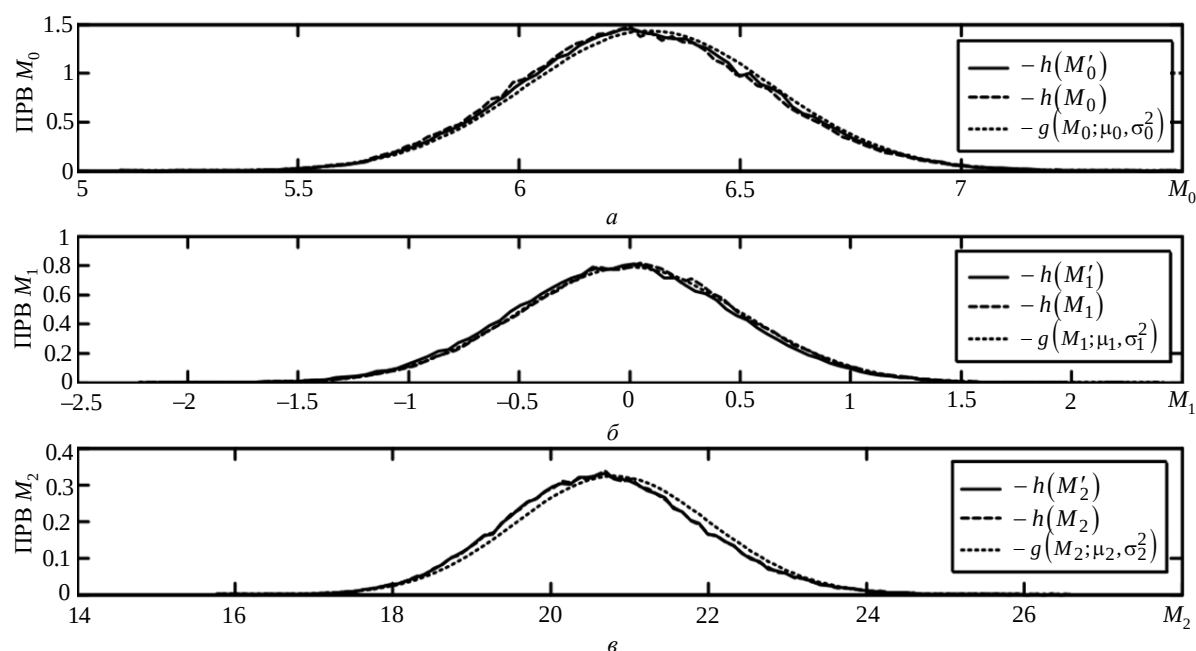


Рис. 2. Плотности распределения вероятности и их гистограммные оценки для алгебраических моментов: а – M_0 ; б – M_1 ; в – M_2

Fig. 2. Probability density functions and their histogram estimates for the algebraic moments: а – M_0 ; б – M_1 ; в – M_2

ции r , естественно, остается без изменений. С учетом этого умножения сохраним для математических ожиданий и элементов КМ совместного распределения моментов $\hat{M}'_0, \hat{M}'_1, \hat{M}'_2$ сделанные обозначения.

Условие $N \gg 1$ позволяет предположить, что совместное распределение оценок моментов $\hat{M}'_0, \hat{M}'_1, \hat{M}'_2$ будет близким к нормальному. Графики на рис. 2, где представлены гистограммы распределений моментов $h(\hat{M}'_p)$, $p = 0, 1, 2$ и кривые нормальных плотностей $g(\hat{M}'_p; \mu_p, \sigma_p^2)$, $p = 0, 1, 2$ с вычисленными математическими ожиданиями (7) и дисперсиями (9), доказывают это. Приведенные на рисунке гистограммы были получены в результате математического моделирования. ПП моделировалась отрезком дискретного белого шума длиной $N = 512$, средняя мощность которого $P = 1$. Длина серии статистических испытаний составляла $K = 100\,000$.

На рис. 2 также приведены гистограммы распределений оценок моментов $h(\hat{M}_p)$, $p = 0, 1, 2$. Сравнение соответствующих гистограмм свидетельствует о справедливости сле-

ланного ранее предположения о близости распределений оценок моментов $\hat{M}_0, \hat{M}_1, \hat{M}_2$ и $\hat{M}'_0, \hat{M}'_1, \hat{M}'_2$. Заметим, что использование в алгоритме обнаружения оценок $\hat{M}_0, \hat{M}_1, \hat{M}_2$ оправдывается тем обстоятельством, что они, пусть и незначительно, но все же точнее, чем оценки $\hat{M}'_0, \hat{M}'_1, \hat{M}'_2$ [26].

Таким образом, с высокой точностью можно считать, что статистика Z_0 имеет нормальное распределение с ПРВ $g(z_0; \mu_0, \sigma_0^2)$. Кроме того, результаты моделирования позволяют вычислить ПРВ статистик Z_1 и Z_2 , первая из которых является отношением оценок моментов $\hat{M}_1/\hat{M}_0$, а вторая также может быть сведена к отношению оценок моментов $\hat{M}_2/\hat{M}_0$ в силу того, что математическое ожидание оценки первого момента $\mu_1 = 0$ и членом $(\hat{M}_1/\hat{M}_0)^2$ в выражении для Z_2 можно пренебречь.

Пусть случайные величины η и ξ имеют совместное нормальное распределение

$$g_{\xi\eta}(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_\xi\sigma_\eta\sqrt{1-r^2}} \times$$

$$\times \exp \left[-\frac{1}{2(1-r^2)} \left(\frac{(x-\mu_\xi)^2}{\sigma_\xi^2} - 2r \frac{(x-\mu_\xi)(y-\mu_\eta)}{\sigma_\xi \sigma_\eta} + \frac{(y-\mu_\eta)^2}{\sigma_\eta^2} \right) \right],$$

где μ_ξ и μ_η – математические ожидания; σ_ξ^2 и σ_η^2 – дисперсии; r – коэффициент корреляции. Несложно показать, что случайная величина $\zeta = \eta/\xi$, равная отношению исходных случайных величин η и ξ , имеет ПРВ

$$f_\zeta(z) = \frac{\exp(-c^2)}{2\pi\sigma_\xi\sigma_\eta a^2 \sqrt{1-r^2}} \times \left[1 + \sqrt{\pi} \frac{b}{a} \exp\left(\frac{b^2}{a^2}\right) \operatorname{erf}\left(\frac{b}{a}\right) \right], \quad (10)$$

где

$$a^2 = \frac{1}{2(1-r^2)} \left(\frac{1}{\sigma_\xi^2} - \frac{2rz}{\sigma_\xi \sigma_\eta} + \frac{z^2}{\sigma_\eta^2} \right);$$

$$b = \frac{1}{2(1-r^2)} \left[\frac{\mu_\xi}{\sigma_\xi^2} - \frac{r}{\sigma_\xi \sigma_\eta} (\mu_\xi z + \mu_\eta) + \frac{\mu_\eta z}{\sigma_\eta^2} \right]; \quad (11)$$

$$c^2 = \frac{1}{2(1-r^2)} \left(\frac{\mu_\xi^2}{\sigma_\xi^2} - \frac{2r\mu_\xi\mu_\eta}{\sigma_\xi \sigma_\eta} + \frac{\mu_\eta^2}{\sigma_\eta^2} \right).$$

Уравнения (10) и (11) позволяют вычислить ПРВ решающих статистик Z_1 и Z_2 , если принять, что ПРВ оценок $\hat{M}_0, \hat{M}_1, \hat{M}_2$ – нормальные с математическими ожиданиями (7) и элементами КМ (9).

Уравнение для ПРВ (10) является точным, однако его использование для вычисления интегральных функций распределения статистик Z_1 и Z_2 затруднительно. В связи с этим целесообразно найти подходящую замену данной ПРВ, воспользовавшись тем, что параметры a, b, c при больших N также имеют большие значения. При этом $\exp(-c^2) \approx 0$ и $\operatorname{erf}(b/a) \approx 1$. Тогда

$$f_\zeta(z) \approx \frac{1}{2\sqrt{\pi}\sigma_\xi\sigma_\eta a^2 \sqrt{1-r^2}} \frac{b}{a} \exp\left(-c^2 + \frac{b^2}{a^2}\right). \quad (12)$$

Введем новую случайную величину

$$V = c^2 - \left(\frac{b}{a}\right)^2 =$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2}} \frac{\mu_\xi \zeta - \mu_\eta}{\sqrt{\sigma_\xi^2 \zeta^2 - 2r\zeta\sigma_\xi\sigma_\eta + \sigma_\eta^2}} =$$

$$= \frac{\mu_\xi}{\sqrt{2\sigma_\xi^2}} \frac{\zeta - d}{\sqrt{\zeta^2 - 2rs\zeta + s^2}}, \quad (13)$$

где $d = \mu_\eta/\mu_\xi$; $s = \sigma_\eta/\sigma_\xi$. Тогда ПРВ (12) можно записать в виде

$$f_\zeta(z) = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \exp[-v^2] \frac{dv}{dz}. \quad (14)$$

Это свидетельствует о том, что введенная случайная величина V имеет нормальное распределение, ПРВ и интегральная функция которого равны:

$$f_V(v) = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \exp[-v^2] = g\left(v; 0, \frac{1}{2}\right);$$

$$F_V(v) = \frac{1}{2} [1 + \operatorname{erf}(v)], \quad (15)$$

где $\operatorname{erf}(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^x \exp[-t^2] dt$ – функция ошибок.

На рис. 3 приведены гистограммы распределений случайных величин

$$V_0 = (Z_0 - \mu_0) / \sqrt{2\sigma_0^2}, \quad (16)$$

V_1 и V_2 . Случайные величины V_1 и V_2 получены в результате математического моделирования при заменах $\zeta = Z_1$ и $\zeta = Z_2$ в (13). Здесь же пунктирной линией представлены графики ПРВ (14). Как следует из рисунка, ПРВ V_0, V_1 и V_2 с высокой точностью соответствуют нормальной плотности (15).

Из (13) следует, что случайная величина $V \in \left[-\mu_\xi/\sqrt{2\sigma_\xi^2}, \mu_\xi/\sqrt{2\sigma_\xi^2}\right]$, причем зависимость $V = V(\zeta)$ является строгой монотонной.

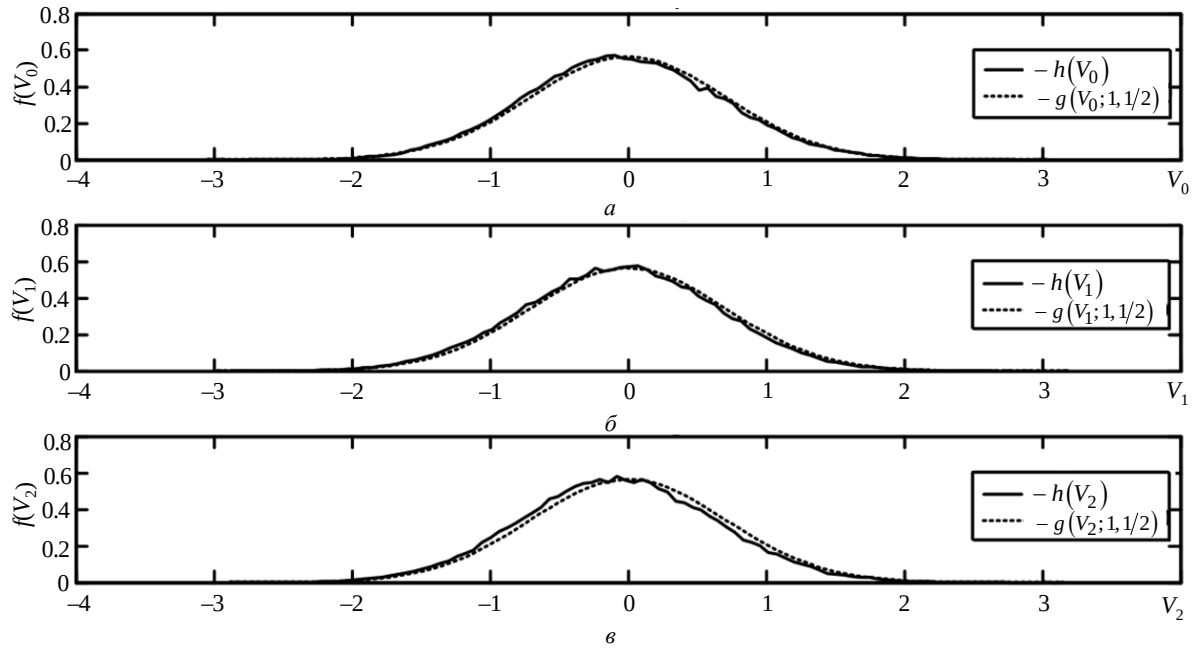


Рис. 3. Плотности распределения вероятности и их гистограммные оценки для статистик: $a - V_0$; $b - V_1$; $c - V_2$

Fig. 3. Probability density functions and their histogram estimates for the statistics: $a - V_0$; $b - V_1$; $c - V_2$

Это дает возможность выразить случайную величину ζ через V :

$$\zeta = \frac{1}{1-v^2} \left[(d-rsv^2) + v\sqrt{(d-rs)^2 + s^2(1-r^2)(1-v^2)} \right], \quad (17)$$

где $v = V\sqrt{2\sigma_\xi^2}/\mu_\xi$. При $m=0$ и $r=0$, что соответствует статистике $Z_1 = \hat{M}_1/\hat{M}_0$, уравнение (16) упрощается:

$$\zeta = \frac{sv}{\sqrt{1-v^2}}. \quad (18)$$

Использование статистик V_0 , V_1 , V_2 вместо Z_0 , Z_1 , Z_2 в многоканальном CFAR-обнаружителе движущейся цели имеет следующие преимущества:

1) эти статистики имеют одинаковое распределение вероятностей (15), и, следовательно, порог обнаружения T_V для них будет одним и тем же;

2) значения статистик Z_0 , Z_1 , Z_2 в ячейке, где находится цель, могут быть как больше, так и меньше тех значений, которые характерны для ячеек, занятых помеховыми сигналами. Это создает определенные трудности при организа-

ции процедуры сравнения с порогом. В то же время для ПП математические ожидания V_0 , V_1 , V_2 равны нулю. Поэтому возведение в квадрат этих статистик дает возможность получить устойчивый положительный выброс в ячейке, занятой сигналом от цели.

Многоканальный SO-CFAR-обнаружитель цели. Алгоритм работы предлагаемого многоканального SO-CFAR-обнаружителя в PCA реализуется последовательностью следующих шагов:

1) принимается двумерный сигнальный массив $x[m, n]$ размера $M \times N$, где $m \in [0, M-1]$ – "быстрое" время (номера элементов разрешения по дальности); $n \in [0, N-1]$ – "медленное" время (номера элементов разрешения по азимуту);

2) для каждого m -го элемента дальности рассчитывается оценка КФ $\hat{R}_{x[m,:]}[n]$, $n \in [-N+1, N-1]$ (уравнение (6));

3) на основании (4) вычисляются оценки моментов $\hat{M}_0[m]$, $\hat{M}_1[m]$, $\hat{M}_2[m]$, $m = 0, \dots, M-1$;

4) вычисляются статистики $Z_0[m] = \hat{M}_0[m]$, $Z_1[m] = \hat{M}_1[m]/\hat{M}_0[m]$ и $Z_2[m] = \hat{M}_2[m]/\hat{M}_0[m] - (\hat{M}_1[m]/\hat{M}_0[m])^2$, $m = 0, \dots, M-1$;

5) для тестируемого m -го элемента разрешения в контрольных окнах, содержащих по L

элементов разрешения, оцениваются математические ожидания, среднеквадратические отклонения (СКО) и коэффициенты корреляции:

$$\begin{aligned}\hat{\mu}_p^{(1)} &= L^{-1} \sum_{k=m-L}^{m-1} Z_p[k], \\ \hat{\mu}_p^{(2)} &= L^{-1} \sum_{k=m+1}^{m+L} Z_p[k]; \\ \sigma_p^{(1)} &= \left[L^{-1} \sum_{k=m-L}^{m-1} \left(Z_p[k] - \hat{\mu}_p^{(1)} \right)^2 \right]^{1/2}, \\ \sigma_p^{(2)} &= \left[L^{-1} \sum_{k=m+1}^{m+L} \left(Z_p[k] - \hat{\mu}_p^{(2)} \right)^2 \right]^{1/2}; \\ p &= 0, 1, 2; \\ r^{(1)} &= \frac{1}{L\sigma_0^{(1)}\sigma_2^{(1)}} \times \\ &\times \sum_{k=m-L}^{m-1} \left(Z_0[k] - \hat{\mu}_0^{(1)} \right) \left(Z_2[k] - \hat{\mu}_2^{(1)} \right), \\ r^{(2)} &= \frac{1}{L\sigma_0^{(2)}\sigma_2^{(2)}} \times \\ &\times \sum_{k=m+1}^{m+L} \left(Z_0[k] - \hat{\mu}_0^{(2)} \right) \left(Z_2[k] - \hat{\mu}_2^{(2)} \right),\end{aligned}$$

где цифры в круглых скобках соответствуют номеру контрольного окна;

б) вычисляется единый для статистик $V_0^2[m]$, $V_1^2[m]$, $V_2^2[m]$ порог обнаружения по заданной вероятности ЛТ, которую обозначим P_{fa} :

$$T_V = \left[\text{erfc}^{-1}(P_{fa}) \right]^2, \quad (19)$$

где $\text{erfc}^{-1}(\cdot)$ – функция, обратная комплиментарной функции ошибок $\text{erfc}(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_x^\infty \exp[-t^2] dt$;

7) на основании уравнений (16)–(18) рассчитываются пороги статистик Z_0 , Z_1 , Z_2 в контрольных окнах:

$$\begin{aligned}T_{Z0}^{(j)} &= \sqrt{2}\sigma_0^{(j)}t_V^{(j)} + \mu_0^{(j)}; \\ T_{Z1}^{(j)} &= s_1^{(j)}t_V^{(j)} / \sqrt{1 - \left(t_V^{(j)}\right)^2}; \\ T_{Z2}^{(j)} &= \frac{1}{1 - \left(t_V^{(j)}\right)^2} \left(\left[d_2^{(j)} - r^{(j)}s_2^{(j)} \left(t_V^{(j)}\right)^2 \right] + \right. \\ &\quad \left. + t_V^{(j)} \left\{ \left(d_2^{(j)} - r^{(j)}s_2^{(j)} \right)^2 + \right. \right. \\ &\quad \left. \left. + \left(s_2^{(j)} \right)^2 \left[1 - \left(r^{(j)} \right)^2 \right] \left[1 - \left(t_V^{(j)} \right)^2 \right] \right\} \right)^{1/2},\end{aligned}$$

где $t_V^{(j)} = \sqrt{2}\sigma_0^{(j)}T_V / \mu_0^{(j)}$; $s_1^{(j)} = \sigma_1^{(j)} / \sigma_0^{(j)}$; $d_2^{(j)} = \mu_2^{(j)} / \mu_0^{(j)}$; $s_2^{(j)} = \sigma_2^{(j)} / \sigma_0^{(j)}$; $j=1, 2$ – номер контрольного окна;

8) определяется номер окна j_p ($p=0, 1, 2$) с минимальным значением соответствующего порога для каждой из статистик Z_0 , Z_1 , Z_2 :

$$j_p = \min_{j=1, 2} T_{Zp}^{(j)}, \quad p=0, 1, 2;$$

9) на основании уравнений (17)–(19) вычисляются статистики:

$$\begin{aligned}V_0[m] &= \left(Z_0[m] - \mu_0^{(j_p)} \right) / \sqrt{2}\sigma_0^{(j_p)}; \\ V_1[m] &= \frac{\mu_0^{(j_p)}}{\sqrt{2}\sigma_0^{(j_p)}} \frac{Z_1[m]}{\sqrt{Z_1^2[m] + \left(s_1^{(j_p)} \right)^2}}; \\ V_2[m] &= \frac{\mu_0^{(j_p)}}{\sqrt{2}\sigma_0^{(j_p)}} \times \\ &\times \frac{Z_2[m] - d_2^{(j_p)}}{\sqrt{Z_2^2[m] - 2r^{(j_p)}s_2^{(j_p)}Z_2[m] + \left(s_2^{(j_p)} \right)^2}};\end{aligned}$$

10) реализуется пороговая процедура

$$V_p^2[m] \underset{D_p=0}{\overset{D_p=1}{><}} T_V, \quad p=0, 1, 2,$$

в результате которой формируется вектор решений (D_0, D_1, D_2) ;

11) окончательное решение $D[m]$ об обнаружении сигнала цели в m -й ячейке может быть принято, например, на основе правила "2/3":

$$\begin{matrix} D[m]=1 \\ (D_0 + D_1 + D_2) > < 2, \\ D[m]=0 \end{matrix}$$

т. е. для обнаружения цели достаточно двух положительных решений по итогам сравнения статистик $V_0^2[m]$, $V_1^2[m]$ и $V_2^2[m]$ с единым порогом T_V .

Необходимо отметить, что стратегия SO-CFAR реализуется на шаге 8 посредством определения j_p ($p=0,1,2$) – номера окна с минимальным значением порога для каждой статистики Z_0 , Z_1 , Z_2 .

Математическое моделирование обнаружителя. Для оценки качества предлагаемого SO-CFAR-обнаружителя было проведено математическое моделирование при следующих сценарных параметрах:

- режим обзора PCA – боковой;
- количество ячеек (элементов разрешения по дальности) $M = 256$;
- количество отсчетов сигнальной выборки по азимуту $N = 1024$;

- размер контрольного окна $L = 42$;
- длина волны PCA $\lambda = 5.6$ см;
- длина апертуры антенны $d = 0.3$ м;
- ширина спектра зондирующего импульса $\Delta f = 100$ МГц;
- скорость движения носителя $v_{PCA} = 30$ м/с;
- дальность до ближней границы зоны обзора PCA $R_{PCA} = 10$ км;
- длина синтезированной апертуры $D_{PCA} = 74$ м;
- начальные координаты цели $X_{Ц} = 487.51$ м, $Y_{Ц} = 10055.66$ м;
- вектор скорости цели $\mathbf{v}_{Ц} = (4; 2)$ м/с;
- вероятность ЛТ $P_{fa} = 10^{-2}, \dots, 10^{-5}$;
- помеха – белый гауссовский шум;
- количество статистических испытаний $K = 10\,000$.

Оценка качества обнаружителя проводилась в 2 этапа. На первом исследовалась зависимость вероятности ЛТ обнаружителя F от вероятности P_{fa} , выбор которой определял единый порог обнаружения T_V для статистик V_0^2, V_1^2, V_2^2 (см. шаг № 6 алгоритма, уравнение (19)). Результаты моделирования представлены на рис. 4. Сплошная линия соответствует синтезированному алгоритму (3М-алгоритму), использующему оценки всех трех моментов,

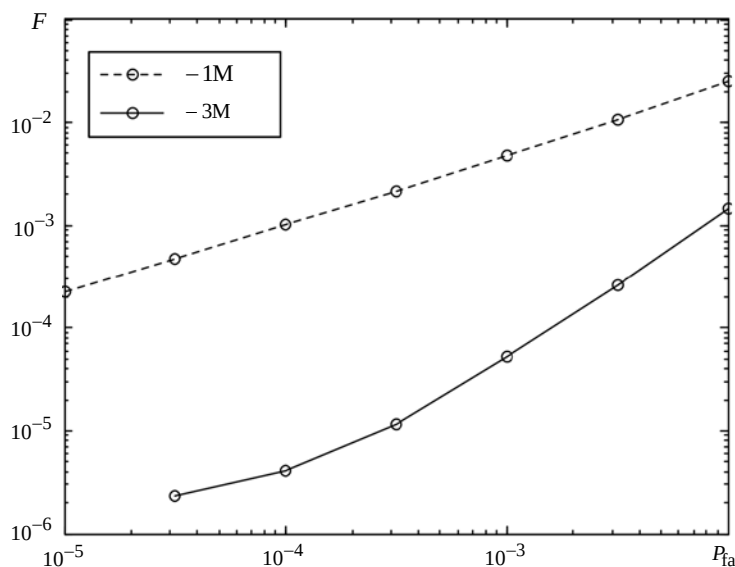


Рис. 4. Зависимость вероятности ложной тревоги обнаружителей F от вероятности P_{fa}

Fig. 4. The false alarm probability F via the probability P_{fa}

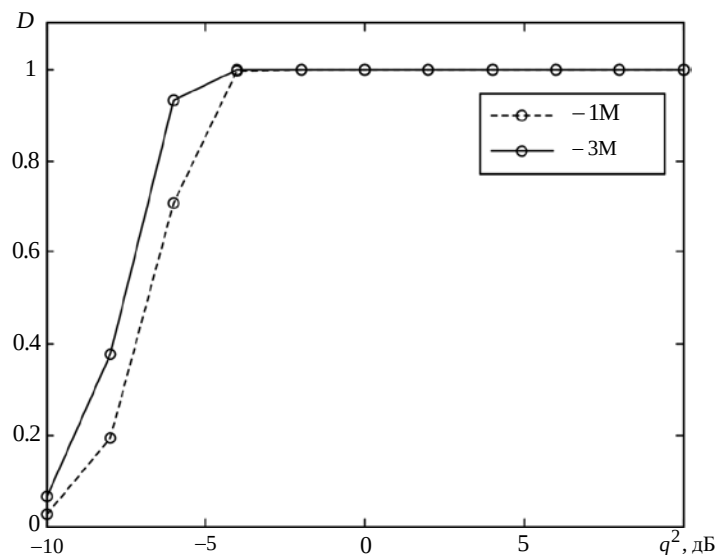


Рис. 5. Зависимости вероятности правильного обнаружения D от ОСП q^2

Fig. 5. The detection probability D via the signal to clutter ratio q^2

штриховая – алгоритму обнаружения, в котором используется только оценка нулевого момента M_0 (1М-алгоритму) и который, по сути, является стандартным SO-CFAR-алгоритмом, основанным на энергетическом отличии сигнала цели от ПП.

Как следует из рисунка, при одной и той же VFA-вероятности P_{fa} синтезированный алгоритм имеет значительно меньшую вероятность ЛТ. Так при $P_{fa} = 10^{-4}$ $F = 2.75 \cdot 10^{-6}$ для 3М-алгоритма и $F = 1.74 \cdot 10^{-3}$ для 1М-алгоритма. Таким образом, по этому показателю 3М-алгоритм более чем на 3 порядка лучше по сравнению с 1М-алгоритмом. Объясняется такое превосходство тем, что решение об обнаружении цели выносится не только на основании оценки мощности принимаемого сигнала, но и более полного использования заключенной в нем информации.

На втором этапе моделирования исследовалась зависимость вероятности правильного обнаружения D от отношения сигнал/помеха (ОСП) q^2 . Полученные на первом этапе данные позволяют уравнивать вероятности ЛТ F 3М-алгоритма и 1М-алгоритма выбором разных порогов обнаружения T_V . Для этого зависимости логарифма ЛТ $\ln F$ от логарифма VFA-вероятности ЛТ $\ln P_{fa}$ были интерполированы полиномами второго порядка. Полученные в

результате интерполяции оценки коэффициентов полиномов были использованы для расчетов значений P_{fa} при заданном значении F . По вычисленным таким образом P_{fa} на основании (19) определялись пороги T_V . Так при $F = 10^{-4}$ для 1М-алгоритма порог обнаружения оказался равным 10.992, а для алгоритма 3М – соответственно 4.902. Равенство вероятностей F для сравниваемых алгоритмов позволило объективно судить о качестве их обнаружения. На рис. 5 представлены графики зависимостей $D = D(q^2)$ при $F = 10^{-4}$ для 3М-алгоритма (сплошная линия) и 1М-алгоритма (штриховая линия).

Как следует из рисунка, 3М-алгоритм превосходит по качеству обнаружения 1М-алгоритм. Например, при ОСП $q^2 = -6$ дБ для 3М-алгоритма $D = 0.933$ против $D = 0.708$ для 1М-алгоритма. Таким образом, синтезированный алгоритм обнаружения в ходе математического моделирования показал хорошие результаты и может быть также использован для обнаружения движущихся целей в РСА.

Заключение. В статье рассмотрен CFAR-обнаружитель цели для РСА. В отличие от известных обнаружителей, предложенных для одноканальных по пространству РСА, принцип работы синтезированного обнаружителя осно-

ван на использовании разницы не только в мощности сигналов от цели и ПП, но и в спектральных свойствах этих сигналов. Это достигается оценкой первых трех алгебраических моментов спектральной плотности мощности сигналов в тестируемом и контрольных элементах разрешения по дальности. Посредством преобразования оценок моментов удалось получить набор из трех решающих статистик, которые не только сохраняют информацию о мощности принимаемого сигнала, положении энергетического центра и ширине спектра, но имеют одинаковое нормальное распределение вероятности. Это позволяет уста-

новить для вынесения решения единый порог обнаружения. В предлагаемом обнаружителе окончательное решение о присутствии сигнала от цели в тестируемом элементе разрешения выносится при превышении порога как минимум двумя из трех решающих статистик. Математическое моделирование показало, что предлагаемый обнаружитель обеспечивает вероятность правильного обнаружения $D = 0.933$ против $D = 0.708$ у стандартного SO-CFAR-обнаружителя при выбранных сценарных параметрах, отношении сигнал/помеха –6 дБ и вероятности ЛТ 10^{-4} .

Список литературы

1. Gandhi P. P., Kassam S. A. Analysis of CFAR processors in non-homogeneous background // IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. 1988. Vol. 24, № 4. P. 427–445. doi: 10.1109/7.7185
2. Finn H. M., Johnson R. S. Adaptive detection mode with threshold control as a function of spatially sampled clutter level estimates // RCA Review. 1968. Vol. 29. P. 414–468.
3. Moore J. D., Lawrence N. B. Comparison of two CFAR methods used with square law detection of Swerling I targets // Proc. of the IEEE Intern. Radar Conf., Arlington, VA, Apr. 1980. P. 403–409.
4. Weiss M. Analysis of some modified cell-averaging CFAR processors in multiple-target situations // Transactions on Aerospace and Electronic Systems. 1982. Vol. 18, № 1. P. 102–113. doi: 10.1109/taes.1982.309210
5. Hansen V. G. Constant false alarm rate processing in search radars // Proc. of the IEEE Intern. Radar Conf., London, UK, 1973. P. 325–332.
6. Trunk G. V. Range resolution of targets using automatic detectors // IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. 1978. Vol. 14, № 5. P. 750–755. doi: 10.1109/TAES.1978.308625
7. Rohling H. Radar CFAR thresholding in clutter and multiple target situations // IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. 1983. Vol. 19, № 4. P. 608–621. doi: 10.1109/taes.1983.309350
8. Hansen V. G., Sawyers J. H. Detectability loss due to greatest of selection in a cell-averaging CFAR // IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. 1980. Vol. 16, № 1. P. 115–118. doi: 10.1109/taes.1980.308885
9. Target detection in synthetic aperture radar imagery: a state-of-the-art survey / K. El-Darymli, P. McGuire, D. Power, C. R. Moloney // J. of Applied Remote Sensing. 2013. Vol. 7. P. 1–35. doi: 10.1117/1.jrs.7.071598
10. Automatic Target Recognition in Synthetic Aperture Radar Imagery: A State-of-the-Art Review / K. El-Darymli, P. McGuire, D. Power, C. R. Moloney // IEEE Access. 2016. Vol. 4. P. 6014–6058. doi: 10.1109/ACCESS.2016.2611492
11. A New Two Parameter CFAR Ship Detector in Log-Normal Clutter / J. Ai, X. Yang, Z. Dong, F. Zhou, L. Jia // IEEE Radar Conf. Seattle, WA, USA, 08–12 May 2017. IEEE, 2017. P. 195–199. doi: 10.1109/RADAR.2017.7944196
12. Goldstein G. B. False-Alarm Regulation in Log-Normal and Weibull Clutter // IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. 1973. Vol. AES 9, № 1. P. 84–92. doi: 10.1109/TAES.1973.309705
13. Kuttikkad S., Chellappa R. Non-Gaussian CFAR Techniques for Target Detection in High Resolution SAR Images // Proc. of the IEEE Intern. Conf. on Image Processing, Austin, Texas, USA, 13–16 Nov. 1994. IEEE, 1994. P. 910–914. doi: 10.1109/icip.1994.413444
14. Smith M. E., Varshney P. K. Intelligent CFAR processor based on data variability // IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. 2000. Vol. 36, № 3. P. 837–847. doi: 10.1109/7.869503
15. A novel variable index and excision CFAR based ship detection method on SAR imagery / K. Ji, X. Xing, H. Zou, J. Sun // J. of Sensors. 2015. Vol. 2015. Art. ID 437083. doi: 10.1155/2015/437083
16. Wang L., Wang D., Hao C. Intelligent CFAR Detector Based on Support Vector Machine // IEEE Access. 2017. Vol. 5. P. 26965–26972. doi: 10.1109/ACCESS.2017.2774262
17. Pham Q. H., Brosnan T. M., Smith J. M. Multi-stage algorithm for detection of targets in SAR image data // Proc. of the SPIE. 1997. Vol. 3070. P. 66–75. doi: 10.1117/12.281583
18. Multiresolution detection of coherent radar targets / N. S. Subotic, B. J. Thelen, J. D. Gorman, M. F. Reiley // IEEE Transactions on Image Processing. 1997. Vol. 6, № 1. P. 21–35. doi: 10.1109/83.552094
19. Kaplan L. M., Murenzi R., Namuduri K. R. Extended Fractal Feature for First-Stage SAR Target Detection // Proc. of the SPIE. 1999. Vol. 3721. P. 35–46. doi: 10.1117/12.357684
20. Kaplan L. M. Improved SAR target detection via extended fractal features // IEEE Transactions on

Aerospace and Electronic Systems. 2001. Vol. 37, № 2. P. 436–451. doi: 10.1109/7.937460

21. Hatem G. M., Sadah J. W., Saeed T. R. Comparative Study of Various CFAR Algorithms for Non-Homogenous Environments // IOP Conf. Ser. Materials Science and Engineering, Kerbala, Iraq, 26–27 March 2018. Vol. 433. Art. num. 012080. doi: 10.1088/1757-899x/433/1/012080

22. Novak L. M., Burl M. C., Irving W. W. Optimal Polarimetric Processing for Enhanced Target Detection // IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. 1993. Vol. 29, № 1. P. 234–244. doi: 10.1109/7.249129

23. Монаков А. А. Наблюдение пространственно-протяженных целей в радиолокационных системах с фазированными антенными решетками // Радиотехника. 1999. Т. 63, № 3. С. 3–9.

24. Monakov A. A. Radar Observation of Extended Targets with Antenna Arrays // IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. 2000. Vol. 36, № 1. P. 297–302. doi: 10.1109/7.826333

25. Монаков А. А. Оценка алгебраических моментов спектра случайных процессов в задачах радиолокации протяженных целей // Успехи современной радиоэлектроники. 2006. Т. 60, № 10. С. 36–50.

26. Монаков А. А., Монаков Ю. А. Наблюдение турбулентных атмосферных областей в бортовых метеорологических радиолокаторах: измерение параметров турбулентности // Успехи современной радиоэлектроники. 2012. Т. 66, № 5. С. 14–28.

27. Марпл-мл. С. Л. Цифровой спектральный анализ и его приложения / пер. с англ. М.: Мир, 1990. 584 с.

Информация об авторе

Монаков Андрей Алексеевич – доктор технических наук (2000), профессор (2005) кафедры радиотехнических систем Санкт-Петербургского государственного университета аэрокосмического приборостроения. Почетный машиностроитель РФ (2005), почетный работник высшего профессионального образования РФ (2006). Автор более 220 научных работ. Сфера научных интересов – радиолокация протяженных целей; цифровая обработка сигналов; радиолокаторы с синтезированной апертурой; исследование природных сред радиотехническими методами; управление воздушным движением.

Адрес: Санкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения, ул. Большая Морская, д. 67 А, Санкт-Петербург, 190000, Россия

E-mail: a_monakov@mail.ru

<https://orcid.org/0000-0003-4469-0501>

References

1. Gandhi P. P., Kassam S. A. Analysis of CFAR Processors in Non-Homogeneous Background. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. 1988, vol. 24, no. 4, pp. 427–445. doi: 10.1109/7.7185

2. Finn H. M., Johnson R. S. Adaptive Detection Mode with Threshold Control as a Function of Spatially Sampled Clutter Level Estimates. RCA Review. 1968, vol. 29, pp. 414–468.

3. Moore J. D., Lawrence N. B. Comparison of Two CFAR Methods Used with Square Law Detection of Swerling I Targets. Proc. of the IEEE Intern. Radar Conf., Arlington, VA, April 1980, pp. 403–409.

4. Weiss M. Analysis of Some Modified Cell-Averaging CFAR Processors in Multiple-Target Situations. Transactions on Aerospace and Electronic Systems. 1982, vol. 18, no. 1, pp. 102–113. doi: 10.1109/taes.1982.309210

5. Hansen V. G. Constant False Alarm Rate Processing in Search Radars. Proc. of the IEEE Intern. Radar Conf., London, UK, 1973, pp. 325–332.

6. Trunk G. V. Range Resolution of Targets Using Automatic Detectors. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. 1978, vol. 14, no. 5, pp. 750–755. doi: 10.1109/TAES.1978.308625

7. Rohling H. Radar CFAR Thresholding in Clutter and Multiple Target Situations. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. 1983, vol. 19, no. 4, pp. 608–621. doi: 10.1109/taes.1983.309350

8. Hansen V. G., Sawyers J. H. Detectability Loss Due to Greatest of Selection in a Cell-Averaging CFAR. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. 1980, vol. 16, no. 1, pp. 115–118. doi: 10.1109/taes.1980.308885

9. El-Darymli K., McGuire P., Power D., Moloney C. R. Target Detection in Synthetic Aperture Radar Imagery: a State-of-the-Art Survey. J. of Applied Remote Sensing. 2013, vol. 7, pp. 1–35. doi: 10.1117/1.jrs.7.071598

10. El-Darymli K., McGuire P., Power D., Moloney C. R. Automatic Target Recognition in Synthetic Aperture Radar Imagery: A State-of-the-Art Review. IEEE Access. 2016, vol. 4, pp. 6014–6058. doi: 10.1109/ACCESS.2016.2611492

11. Ai J., Yang X., Dong Z., Zhou F., Jia L. A New Two Parameter CFAR Ship Detector in Log-Normal Clutter. IEEE Radar Conf. Seattle, WA, USA, 08–12 May 2017. IEEE, 2017, pp. 195–199. doi: 10.1109/RADAR.2017.7944196

12. Goldstein G. B. False-Alarm Regulation in Log-Normal and Weibull Clutter. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. 1973, vol. AES-9, no. 1, pp. 84–92. doi: 10.1109/TAES.1973.309705

13. Kuttikkad S., Chellappa R. Non-Gaussian CFAR Techniques for Target Detection in High Resolution SAR Images. Proc. of the IEEE Intern. Conf. on Image Processing, Austin, Texas, USA, 13–16 Nov. 1994. IEEE, 1994, pp. 910–914. doi: 10.1109/icip.1994.413444

14. Smith M. E., Varshney P. K. Intelligent CFAR Processor Based on Data Variability. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*. 2000, vol. 36, no. 3, pp. 837–847. doi: 10.1109/7.869503
15. Ji K., Xing X., Zou H., Sun J. A Novel Variable Index and Excision CFAR Based Ship Detection Method on SAR Imagery. *J. of Sensors*. 2015, vol. 2015, art. ID 437083. doi: 10.1155/2015/437083
16. Wang L., Wang D., Hao C. Intelligent CFAR Detector Based on Support Vector Machine. *IEEE Access*. 2017, vol. 5, pp. 26965–26972. doi: 10.1109/ACCESS.2017.2774262
17. Pham Q. H., Brosnan T. M., Smith J. M. Multi-stage Algorithm for Detection of Targets in SAR Image Data. *Proc. of the SPIE*. 1997, vol. 3070, pp. 66–75. doi: 10.1117/12.281583
18. Subotic N. S., Thelen B. J., Gorman J. D., Reiley M. F. Multiresolution Detection of Coherent Radar Targets. *IEEE Transactions on Image Processing*. 1997, vol. 6, no. 1, pp. 21–35. doi: 10.1109/83.552094
19. Kaplan L. M., Murenzi R., Namuduri K. R. Extended Fractal Feature for First-Stage SAR Target Detection. *Proc. of the SPIE*. 1999, vol. 3721, pp. 35–46. doi: 10.1117/12.357684
20. Kaplan L. M. Improved SAR Target Detection via Extended Fractal Features. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*. 2001, vol. 37, no. 2, pp. 436–451. doi: 10.1109/7.937460
21. Hatem G. M., Sadah J. W., Saeed T. R. Comparative Study of Various CFAR Algorithms for Non-Homogenous Environments. *IOP Conf. Ser.: Materials Science and Engineering*, Kerbala, Iraq, 26–27 March 2018, vol. 433, art. no. 012080. doi: 10.1088/1757-899x/433/1/012080
22. Novak L. M., Burl M. C., Irving W. W. Optimal Polarimetric Processing for Enhanced Target Detection. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*. 1993, vol. 29, no. 1, pp. 234–244. doi: 10.1109/7.249129
23. Monakov A. A. Observation of Extended Targets in Radar Systems with Antenna Arrays. *Radioengineering*. 1999, vol. 63, no. 3, pp. 3–9. (In Russ.)
24. Monakov A. A. Radar Observation of Extended Targets with Antenna Arrays. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*. 2000, vol. 36, no. 1, pp. 297–302. doi: 10.1109/7.826333
25. Monakov A. A. Estimation of the Algebraic Spectrum Moments of Random Processes in Problems of the Extended Radar Target Theory. *J. of Achievements of Modern Radioelectronics*. 2006, vol. 60, no. 10, pp. 36–50. (In Russ.)
26. Monakov A. A., Monakov Yu. A. Observation of Atmospheric Turbulence in Airborne Weather Radars: Estimation of Turbulence Parameters. *J. of Achievements of Modern Radioelectronics*. 2012, vol. 66, no. 5, pp. 14–28. (In Russ.)
27. Marple Jr. S. L. *Digital Spectral Analysis with Applications*. New Jersey, Prentice-Hall, 1987, 492 p.

Information about the author

Andrey A. Monakov, Dr Sci. (Eng.) (2000), Professor (2005) of the Department of Radio Engineering Systems of Saint Petersburg State University of Aerospace Instrumentation. Honored Mechanical Engineer of the Russian Federation (2005), Honored Worker of Higher Professional Education of the Russian Federation (2006). The author of more than 220 scientific publications. Area of expertise: extended radar targets; digital signal processing; synthetic aperture radar; remote sensing; air traffic control.

Address: Saint Petersburg State University of Aerospace Instrumentation, 67 A, Bolshaya Morskaya St., St Petersburg 190000, Russia

E-mail: a_monakov@mail.ru

<https://orcid.org/0000-0003-4469-0501>