

## ОБНАРУЖЕНИЕ ДИНАМИЧЕСКОГО ОБЪЕКТА НА СЛОЖНОМ ФОНЕ ПО ТОЧЕЧНОМУ СЛАБОКОНТРАСТНОМУ ИЗОБРАЖЕНИЮ ОПТИКО-ЭЛЕКТРОННОГО ПРИБОРА

© 2014 г. О. Б. Гузенко<sup>\*</sup>, канд. техн. наук; А. Н. Катулев<sup>\*\*</sup>, доктор техн. наук;  
А.А. Колонсков<sup>\*\*</sup>, адъюнкт; А. А. Храмичев<sup>\*\*</sup>, канд. техн. наук

<sup>\*</sup>Военно-научный комитет Вооруженных Сил Российской Федерации, Москва

<sup>\*\*</sup>Научно-исследовательский центр противовоздушной обороны 4 Центрального  
научно-исследовательского института Министерства обороны Российской Федерации,  
г. Тверь

Предложен метод обнаружения динамических объектов на изображении оптико-электронного прибора в условиях сложного фона, формируемого интенсивной кучевой и высотно-кучевой облачностью. Изображение объекта малоразмерное (точечное), слабоконтрастное. Фрактально-корреляционный метод основан на использовании выборки в виде отношения функций правдоподобия близких альтернативных ситуаций типа “в зоне обзора оптико-электронного прибора наблюдается только сложный фон” либо “в зоне обзора оптико-электронного прибора наблюдается динамический объект на сложном фоне”. Построен алгоритм обнаружения динамического объекта как бинарный накопитель по локальному наиболее мощному критерию. Критическая граница принятия решения определена согласно лемме Неймана-Пирсона для допустимой вероятности ложного обнаружения динамического объекта. Моделированием установлена высокая эффективность метода.

**Ключевые слова:** оптико-электронный прибор, метод обнаружения, точечное изображение, слабый контраст, сложный фон, близкие ситуации, критерий обнаружения.

Коды OCIS: 100.0100, 100.2000, 110.3960.100.2000.

Поступила в редакцию 06.03.2014.

### Актуальность

При нахождении динамического объекта (ДО) в зоне контроля оптико-электронного прибора (ОЭП) конфигурация его изображения будет обусловлена расстоянием ОЭП–ДО и состоянием атмосферы и фона, на котором осуществляется поиск и обнаружение ДО, а также особенностями их индикаторов интегральной яркости. Изображение может быть “точечным” или протяженным.

Оптическое излучение ДО, естественно, не зависит от того, каким оно будет восприниматься ОЭП – точечным или протяженным изображением. Оно образуется в результате взаимодействия излучений элементарных оптических излучателей собственно ДО, а также в результате взаимодействия со средой распространения с учетом окружающего фона. Среда в соответствии с законом Бугера [1] мультиплексивно воздействует на оптическое излучение

ДО, так как передача оптических сигналов через атмосферу всегда сопровождается рассеянием и поглощением их энергии, а окружающий естественный фон всегда порождает аппликативный помеховой компонент (шум) на изображении ОЭП [1]. Ниже рассматривается случай “точечного” слабоконтрастного изображения.

Оптический объект в виде “точечного” изображения, по определению, имеет место, когда угловой размер ДО меньше мгновенного поля зрения ОЭП. Однако, как установлено экспериментами [2, 3] для типовых условий обнаружения ДО, наиболее вероятными являются случаи, в которых “точечное” изображение объекта занимает площадь окна с размерами от  $7 \times 7$  до  $10 \times 10$  пикселов-элементов фотоприемной матрицы ОЭП.

В этих случаях “точечные” изображения (малоразмерные) образуются от одиночных объектов и такие, что информации, содержа-

щейся в них, достаточно для обнаружения ДО на каждом фоном целевом 2D изображении – кадре по статистическому правилу Неймана–Пирсона с пороговым уровнем как значением порога бинарного квантования. Известно, что для реализации правила требуется знание закона распределения вероятностей энергетической яркости (освещенности, лучистости) для различных ситуаций – условий функционирования ОЭП:  $H_{k=1}$  – “в зоне обзора ОЭП только сложный фон” либо  $H_{k=2}$  – “в зоне обзора ОЭП находится ДО на сложном фоне” (рис. 1; здесь и ниже  $H$  – обозначение ситуации,  $k$  – индекс ситуации).

Распределение собственно энергетической яркости оптического излучения одиночного ДО на экспериментально полученном 2D изображении интерпретируется коротким пространственным импульсом (рис. 2) с фрактальной

структурой. Его спектр (рис. 3) убывает с ростом пространственной частоты по степенному закону. Именно такое свойство спектра есть необходимое условие [4, 5] фрактальности изображения (на рис. 3 представлены четвертые части пространственных спектров).

От кучевых и высотно-кучевых малоразмерных плотных облаков, а также от краевых фрагментов облаков, как экспериментально установлено [2, 3], возникают пространственно целеподобные случайные импульсы.

По результатам моделирования на основе экспериментальных данных в виде фоном целевых изображений установлены информационные параметры импульсов яркостей пикселов изображений в анализируемых окнах каждого фоном целевого изображения (кадра) при различном по знаку контрасте ДО, а именно – фрактальная размерность  $d_{vi}$  и максимальное

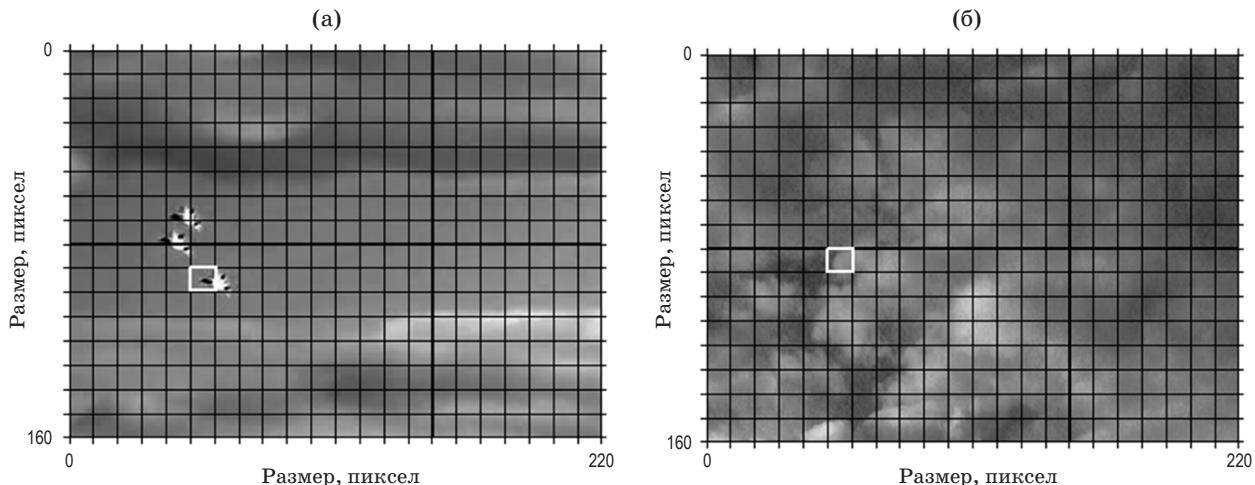


Рис. 1. Фоном целевые изображения в ситуациях  $H_1$  (а) и  $H_2$  (б).

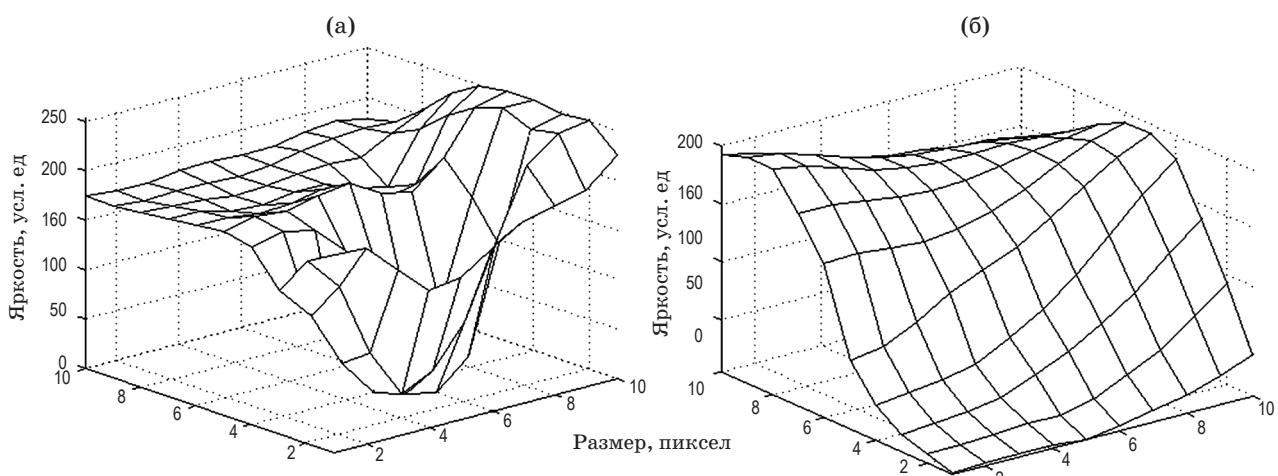


Рис. 2. Импульсы яркостей пикселов изображений в ситуациях  $H_1$  (а) и  $H_2$  (б).

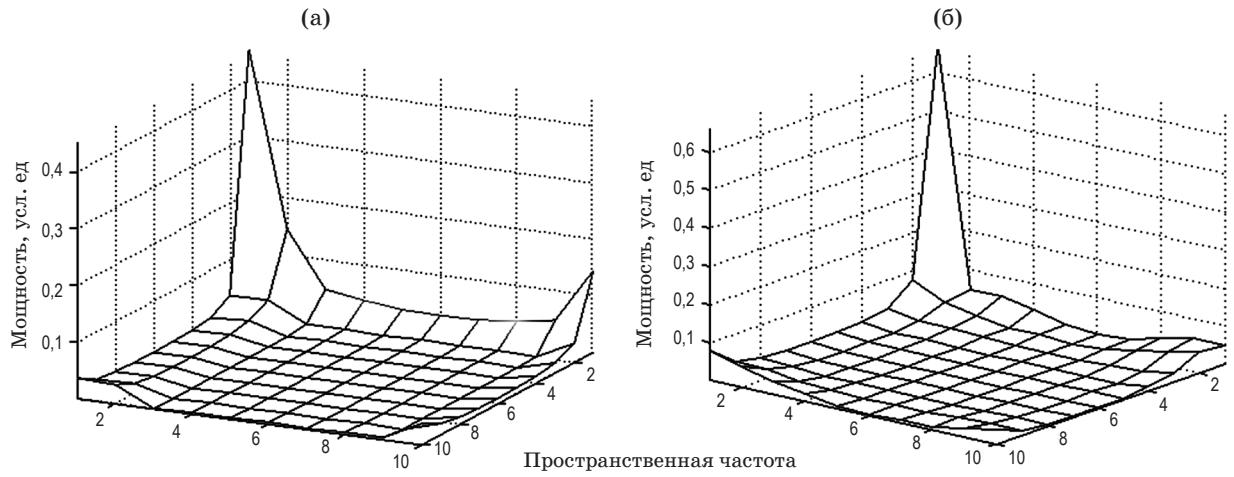


Рис. 3. Пространственные спектры импульсов яркостей пикселов изображений в ситуациях  $H_1$  (а) и  $H_2$  (б).

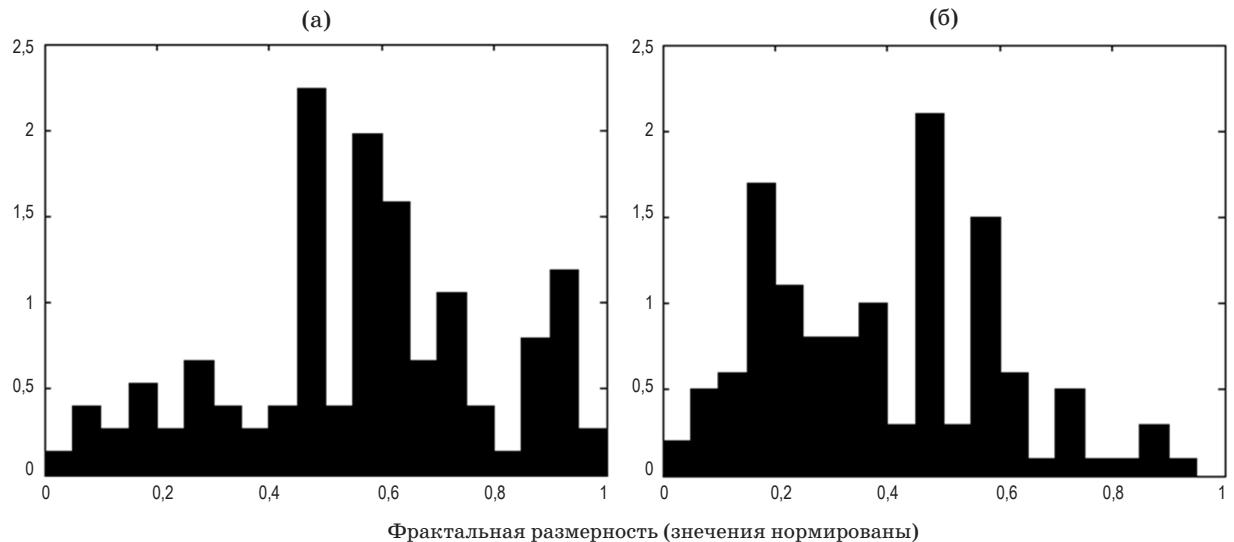


Рис. 4. Гистограммы фрактальных размерностей изображений в ситуациях  $H_1$  (а) и  $H_2$  (б).

собственное значение  $\lambda_{\max vi}$  пространственной корреляционной матрицы яркостей пикселов изображения в окне ( $v$  – индекс окна,  $i$  – индекс кадра).

На рис. 4 по тем же реальным экспериментальным данным представлены гистограммы фрактальной размерности  $d_{vi}$  для ситуаций  $H_{k=1}$  и  $H_{k=2}$ . Видно, что они близки и значительно перекрываются, сосредоточены на конечных интервалах в положительной области, им свойственны унимодальность и асимметрия. Гистограмма для ситуации  $H_{k=2}$  – правосторонняя относительно гистограммы для ситуации  $H_{k=1}$ .

Названные свойства имеют место и у гистограмм максимальных собственных значений  $\lambda_{\max vi}$  изображений окон, но при одном отличии: гистограмма для ситуации  $H_{k=2}$  – левосторонняя относительно гистограммы для ситуации  $H_{k=1}$ .

Правосторонняя относительно гистограммы для ситуации  $H_{k=1}$ .

Гистограммы в силу отмеченных свойств целесообразно аппроксимировать бета-распределениями первого типа (рис. 5) – степенными законами с соответствующими параметрами  $\beta_k > 0$ ,  $\alpha_k > 0$  для максимального собственного значения

$$\beta_1 \equiv \beta_{k=1, d_{vi}} - \Delta_{\beta_k, \lambda_{\max vi}},$$

$$\alpha_2 \equiv \alpha_{k=2, \lambda_{\max vi}} \cong \alpha_{k=1, \lambda_{\max vi}},$$

а для фрактальной размерности

$$\beta_2 \equiv \beta_{k=2, d_{vi}} \cong \beta_{k=1, d_{vi}},$$

$$\alpha_2 \equiv \alpha_{k=2, d_{vi}} = \alpha_{k=1, d_{vi}} + \Delta_{\alpha, d_{vi}}.$$

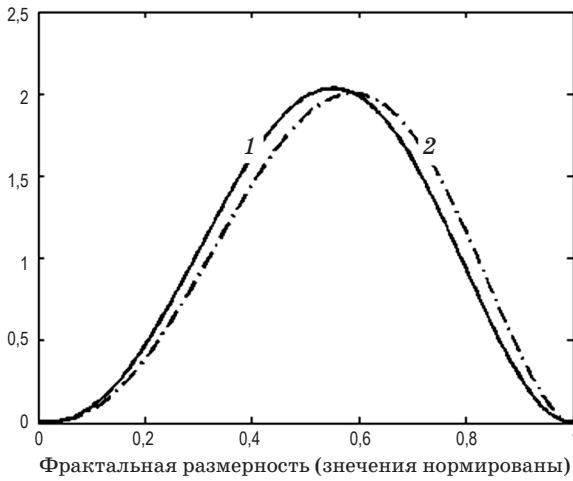


Рис. 5. Бета-распределения для ситуаций  $H_1$  (кривая 1) и  $H_2$  (кривая 2).

Здесь и далее символ “ $\equiv$ ” обозначает равенство по определению,  $\Delta_{\beta,\lambda}$ ,  $\Delta_{\alpha,d}$  – малые положительные величины ( $\lambda \equiv \lambda_{\max vi}$ ,  $d \equiv d_{vi}$ ), которые определяются с использованием выражений [6]

$$\beta_{2\lambda_{\max vi}} = \frac{1 - M_{11}[\lambda_{\max vi}] + \delta_{x=\lambda_{\max vi}}}{M_{12}[\lambda_{\max vi}]} \times \times \left[ (M_{11}[\lambda_{\max vi}] - \delta_{x=\lambda_{\max vi}}) \times \times \left( 1 - (M_{11}[\lambda_{\max vi}] - \delta_{x=\lambda_{\max vi}}) \right) - M_{12}[\lambda_{\max vi}] \right]; \quad (1)$$

$$\alpha_{2d_{vi}} = \frac{(M_{11}[d_{vi}] + \delta_{x=d_{vi}})(\beta_{1,d_{vi}} + \Delta_{\beta_1,d_{vi}})}{1 - (M_{11}[d_{vi}] + \delta_{x=d_{vi}})} \quad (2)$$

и методов гл. 2 [7]. Здесь  $\delta_x$  – параметр близости первого момента бета-распределений случайной величины  $\lambda_{\max vi}$ , приведенной к интервалу  $0 \leq x = \lambda_{\max vi} \leq 1$ , и случайной величины  $d_{vi}$ , также приведенной к интервалу  $0 \leq x = d_{vi} \leq 1$ , при ситуациях  $H_{k=2}$  и  $H_{k=1}$ .

В выражениях (1) и (2)  $M_{11}$  – первый момент,  $M_{12}$  – центральный второй момент при условии ситуации  $H_{k=1}$ . Их количественные значения оцениваются моделированием для фрактальной размерности при  $H_1 M_{11} = 0,42$ ,  $M_{12} = 0,03$ , а при  $H_2 M_{21} = 0,47$ ,  $M_{22} = 0,03$ . Для максимального собственного значения при  $H_1 - M_{11} = 0,47$ ,  $M_{12} = 0,043$ , а при  $H_2 - M_{21} = 0,46$ ,  $M_{22} = 0,043$ .

Непосредственно видно, что первые моменты для рассматриваемых ситуаций  $H_{k=1}$  и  $H_{k=2}$  отличаются на малую величину  $\delta_x$ , а вторые – равны (практически равны), и, как следствие, значения параметров  $\beta_2$  и  $\alpha_2$  отличаются в со-

ответствии с выражениями (1) и (2) на малые значения  $\Delta_{\beta,\lambda}$ ,  $\Delta_{\alpha,d}$  по сравнению с параметрами  $\beta_1$  и  $\alpha_1$ .

Действительно, из выражений (1) и (2), пренебрегая малыми величинами второго и третьего порядка, получаем

$$\Delta_{\beta\lambda_{\max vi}} = \frac{1 - M_{11}^2[\lambda_{\max vi}] - M_{21}[\lambda_{\max vi}]}{M_{21}[\lambda_{\max vi}]} \delta_{x=\lambda_{\max vi}},$$

$$\Delta_{\alpha,d_{vi}} = \frac{\delta_{x=d_{vi}} \beta_{1,d_{vi}} + M_{11}[d_{vi}] \Delta_{\beta_1,d_{vi}}}{1 - (M_{11}[d_{vi}] + \delta_{x=d_{vi}})}.$$

Плотность бета-распределения в обобщенной форме, то есть на интервале  $\mu_{k0} \leq x \leq \mu_{k1}$  значений случайной величины  $x = \lambda_{\max vi}$ ,  $x = d_{vi}$ , записывается при  $H_k$ ,  $k = 1, 2$ , в виде [6]

$$f_k(x | \beta_k, \alpha_k, H_k) = \frac{1}{(\mu_{k1} - \mu_{k0}) \Gamma(\beta_k) \Gamma(\alpha_k)} \times \times \left( \frac{x - \mu_{k0}}{\mu_{k1} - \mu_{k0}} \right)^{\beta_k - 1} \left( 1 - \frac{x - \mu_{k0}}{\mu_{k1} - \mu_{k0}} \right)^{\alpha_k - 1}, \quad (3)$$

$$f_k(x | \beta_k, \alpha_k, H_k) = 0 \text{ – в противном случае.}$$

В интервале  $0 \leq x \leq 1$ , ( $x = \lambda_{\max vi}$ ,  $x = d_{vi}$ ) их вид тот же, но  $\mu_{k0} = 0$ ,  $\mu_{k1} = 1$ .

Моделированием для  $0 \leq x \leq 1$  определены значения параметров  $\beta_k$  и  $\alpha_k$ . Для бета-распределения фрактальной размерности при  $H_1 \beta_{1d} = 3,7$ ,  $\alpha_{1d} = 2,9$ , а при  $H_2 \beta_{2d} = 3,7$ ,  $\alpha_{2d} = 3,2$ . Для бета-распределения максимального собственного значения при  $H_1 \beta_{1\lambda} = 2,5$ ,  $\alpha_{1\lambda} = 2,25$ , а при  $H_2 \beta_{2\lambda} = 2,6$ ,  $\alpha_{2\lambda} = 2,25$ .

Отметим, что при конкретной выборке (по изображению  $v$ -го окна на  $i$ -м феноцелевом кадре) распределения  $f_k(x | \beta_k, \alpha_k, H_k)$  являются функциями правдоподобия, которые ниже, в выражении (4), обозначены через  $p_k(x | \beta_k, \alpha_k, H_k)$ ,  $k = 1, 2$ . Отношение их при любой выборке близко к одному и тому же значению – изображение одиночного ДО слабоконтрастное.

Из близости функций правдоподобия ситуаций (рис. 5) следует, что достоверное обнаружение ДО в сложных условиях возможно только с использованием локально наиболее мощных критериев, то есть с использованием статистики в виде эффективного информационного вклада для  $x$ , и принятие решения об обнаружении ДО осуществлять в результате накопления вкладов  $N$  последовательных феноцелевых кадров. Последовательность исходных феноцелевых кадров формируется на каждом фиксированном коротком скользящем отрезке времени (“скользящем” стробе) и представляет повторную выборку.

Собственно эффективный информационный вклад есть следствие преобразования отношения близких функций правдоподобия [8]

$$\begin{aligned} \Lambda(\lambda_{\max vi}, d_{vi}, N) = \\ = \frac{p_2(\lambda_{\max vi} | \beta_2, \alpha_2, H_2) p_2(d_{vi} | \beta_2, \alpha_2, H_2)}{p_1(\lambda_{\max vi} | \beta_1, \alpha_1, H_1) p_1(d_{vi} | \beta_1, \alpha_1, H_1)}, \end{aligned} \quad (4)$$

где в первой дроби, как установлено моделированием,

$$\beta_2 \equiv \beta_{k=2, \lambda_{\max vi}} = \beta_{k=1, \lambda_{\max vi}} - \Delta_{\beta, \lambda_{\max vi}},$$

$$\alpha_2 \equiv \alpha_{k=2, \lambda_{\max vi}} \cong \alpha_{k=1, \lambda_{\max vi}},$$

а во второй

$$\beta_2 \equiv \beta_{k=2, d_{vi}} \cong \beta_{k=1, d_{vi}},$$

$$\alpha_2 \equiv \alpha_{k=2, d_{vi}} = \alpha_{k=1, d_{vi}} + \Delta_{\alpha, d_{vi}},$$

при выборке  $\lambda_{\max vi}$ ,  $d_{vi}$  оконного изображения. При этом решение об обнаружении или не обнаружении признака нахождения ДО в зоне обзора ОЭП в условиях априорной неопределенности принимается, как отмечено выше, в соответствии с принципом Неймана–Пирсона, то есть в результате операции сравнения информационного вклада с пороговым уровнем, установленным соответственно допустимой вероятности ложной тревоги. Эта операция, как операция бинарного квантования, формирует “единицу” при превышении порога и принимает решение “обнаружен признак нахождения ДО в зоне обзора ОЭП” либо “нуль” – в противном случае.

Естественно, такие решения могут быть и ошибочными. В сложных условиях при большом количестве анализируемых окон на фоноклещевом изображении число должно принимаемых решений может быть недопустимо большим (что непосредственно следует из факта перекрытия гистограмм на рис. 4 и соответственно – функций правдоподобия на рис. 5). Поэтому, правило принятия решения об обнаружении ДО на сложном фоне необходимо усложнить, то есть определить так, чтобы не каждое превышение порогового уровня информационным вкладом приводило к принятию окончательного решения об обнаружении ДО.

В основу соответствующего усложнения правила принятия решения целесообразно положить отмеченный выше факт, что последовательность оконных изображений  $\{v_{i-N}, v_{i-N-1}, \dots, v_i\}$   $N$  фоноклещевых кадров составляет повторную выборку, и решение об обнаружении или необнаружении ДО надо принимать по

накопленной серии из единиц и нулей как результатов сравнения эффективных информационных вкладов с пороговым уровнем квантования критерия Неймана–Пирсона (иначе, надо принимать решение по накопленным признакам нахождения ДО в зоне обзора ОЭП).

Отсюда усложненное правило обнаружения ДО целесообразно строить как бинарный накопитель, сравнивающий статистику в виде суммы единиц в серии из окон  $N$  последовательных кадров ( $i - N, i - N - 1, \dots, i$ ) с установленным для серии пороговым уровнем. Последний допустимо устанавливать в соответствии с работой [9] по приближенному выражению  $B \approx 1,5N^{0,5}$ . Вероятность правильного принятия решения при этом будет нарастающей (кумулятивной) и определяться по биномиальному распределению. Полезность такого обнаружителя отмечена также в работе [10].

Предложенными методами, описанными в работах [5, 11, 12, 14–20], задача эффективного обнаружения ДО в зоне обзора ОЭП в сложных фоновых условиях при близких альтернативных ситуациях  $H_{k=1}$  и  $H_{k=2}$  по существу неразрешима.

Действительно, в работе [5] предполагается полученные фрактальным обнаружителем сигнатуры сравнивать с имеющейся базой эталонных фрактальных сигнатур и принимать решение о наличии или отсутствии объекта по заданному критерию, однако, как построить достоверную и полную такую базу в работе [5] рекомендаций не содержится, поэтому проблема разрешения априорной неопределенности остается открытой.

В работе [11] учитываются только аддитивный гауссов шум при конфигурации изображения от объекта, обусловленной распределением облученности ДО в форме функции Гаусса. На практике такого распределения энергетической яркости (облученности) не наблюдается [2, 3].

В работе [12] формула расчета коэффициентов пространственной корреляции в операции 3 алгоритма первого этапа оценки сложности фоноклещевой обстановки записана не строго. Страгая запись пространственной корреляционной матрицы имеется, например, в [13]. Поэтому, изложенный в работе [12] алгоритм при использовании на практике потребует доработки.

В работе [14] исследованы вопросы фрактального обнаружения ДО, но только по протяженным малоконтрастным изображениям.

При этом собственно алгоритм автоматического обнаружения объекта в работе [14] не излагается.

В других работах, относящихся к проблематике обнаружения ДО на изображениях ОЭП и проанализированных авторами в работе [15], решение задачи обнаружения ДО по малоразмерным изображениям на сложном фоне не затрагивается. В работе [15] также изложен алгоритм обнаружения ДО по пространственно протяженным изображениям в сложных фоновых условиях.

В работе [16] затронуты алгоритмы обнаружения ДО при введении априорных данных по атмосфере, фону, яркости выделяемых на изображении объектов, а также размерам и конфигурации ДО. Очевидно, достоверное формирование совокупности таких априорных данных составит трудно разрешимую на практике проблему.

В работе [17] разработан метод обнаружения малоразмерных ДО на фоне земной поверхности, а в работе [18] – многоканальный фильтр обнаружения точечных ДО на изображении матричного фотоприемника по информации, описываемой уравнением наблюдения в виде  $g = As(\theta) + \zeta$ , где  $s(\theta)$  – параметр формы полезного сигнала,  $A$  – амплитуда сигнала,  $\zeta$  – аддитивный шум (при решении же задачи обнаружения в работе [18] принимается нормальный некоррелированный шум). В этом уравнении не учитывается мультиплектическое воздействие среды распространения на поток оптического излучения от ДО и аппликативный шум, порождаемый оптическим излучением естественного фона.

В работе [19] представлен алгоритм обнаружения высококонтрастных целей.

Вариант фильтрации слабых сигналов на фоне интенсивных помех и шума рассмотрен в работе [20] при уравнении наблюдения  $S = \xi_0(\theta)a^+ + n$  (с. 782), где  $\theta$  – направление прихода полезного сигнала  $a^+$ ,  $n$  – аддитивные помехи и шумы, но только для случая обработки методом максимума правдоподобия выборки входных сигналов  $S$  при условии наличия в ней полезного сигнала  $a^+$ .

В связи с этим возникает актуальная научно-техническая задача разработки фрактально-корреляционного метода обнаружения ДО по точечному (малоразмерному) слабоконтрастному изображению при наличии в поле зрения ОЭП малоразмерных облаков, образующих це-

леподобные точечные изображения. Обнаружение ДО должно осуществляться в реальном масштабе времени работы ОЭП без использования априорной информации относительно текущего состояния контролируемой феноцелевой обстановки при допустимом уровне вероятности ложного принятия решения об обнаружении ДО.

Цель статьи – обоснование метода обнаружения ДО и оценка вероятностных характеристик программно реализуемого фрактально-корреляционного алгоритма обнаружения ДО по информации, содержащейся в точечных (малоразмерных) слабоконтрастных изображениях, формируемых ОЭП в сложных феноцелевых условиях при априорной неопределенности.

## Критерий обнаружения ДО

Структуру критерия обнаружения ДО на слабоконтрастном изображении, как следует из изложенного, будем синтезировать с использованием отношения близких функций правдоподобия  $H_{k=1}$  и  $H_{k=2}$  векторной выборки со статистически независимыми компонентами – фрактальной размерностью  $d_{vi}$  и максимальным собственным значением  $\lambda_{\max vi}$  пространственной корреляционной матрицы яркостей изображения в  $v$ -м окне  $i$ -го кадра, то есть с использованием выражения

$$\begin{aligned} \Lambda(\lambda_{\max vi}, d_{vi}) &= \\ &= \frac{p_1(\lambda_{\max vi} | \beta_{1\lambda_{\max vi}} - \Delta_{\beta, \lambda_{\max vi}}, \alpha_{1\lambda_{\max vi}}, H_1)}{p_1(\lambda_{\max vi} | \beta_{1\lambda_{\max vi}}, \alpha_{1\lambda_{\max vi}}, H_1)} \times \\ &\quad \times \frac{p_1(d_{vi} | \beta_{1,d_{vi}}, \alpha_{1,d_{vi}} + \Delta_{\alpha, d_{vi}}, H_1)}{p_1(d_{vi} | \beta_{1,d_{vi}}, \alpha_{1,d_{vi}}, H_1)}, \end{aligned} \quad (5)$$

которое непосредственно вытекает из формулы (4) с учетом близости параметров.

Из формулы (5) в силу независимости компонент максимального собственного значения и фрактальной размерности имеем для них выражения информационных вкладов соответственно

$$\begin{aligned} \Lambda(\lambda_{\max vi}, \beta_1) &= \frac{\frac{\partial}{\partial \beta_1} p_1(\lambda_{\max vi} | \beta_1, \alpha_1; H_1)}{p_1(\lambda_{\max vi} | \beta_1, \alpha_1; H_1)} \Delta_{\beta, \lambda_{\max vi}}, \\ \Lambda(d_{vi}, \alpha_1(\beta_1)) &= \frac{\frac{\partial}{\partial \alpha_1} p_1(d_{vi} | \beta_1, \alpha_1(\beta_1); H_1)}{p_1(d_{vi} | \beta_1, \alpha_1(\beta_1); H_1)} \frac{d\alpha_1}{d\beta_1}, \end{aligned} \quad (6)$$

где в первой дроби

$$\beta_1 \equiv \beta_{k=1, \lambda_{\max vi}}, \alpha_1 \equiv \alpha_{k=1, \lambda_{\max vi}},$$

а во второй

$$\beta_1 \equiv \beta_{k=1, d_{vi}}, \alpha_1 \equiv \alpha_{k=1, d_{vi}}.$$

Эти информационные вклады несложным преобразованием сводятся к виду нелинейных форм от получаемых выборок в каждом  $v_i$ -м окне  $i$ -го фonoцелевого кадра. Очевидно, это будут функции от случайных величин  $\lambda_{\max vi}$  и  $d_{vi}$  соответственно. Такая форма, пусть для выборки фрактальной размерности  $d_{vi}$  с учетом правосторонности ее функции правдоподобия при ситуации  $H_{k=2}$ , то есть с учетом, что

$$p_2(d_{vi} | \beta_2, \alpha_2, H_2) = p_1(d_{vi} | \beta_1, \alpha_1 + \Delta_{\alpha, d_{vi}}, H_1)$$

и, что функция правдоподобия для ситуации  $H_1$  имеет вид

$$p_1(d_{vi} | \beta_1, \alpha_1, H_1) = \frac{1}{(\mu_{11} - \mu_{10})} \frac{\Gamma(\beta_1 + \alpha_1)}{\Gamma(\beta_1)\Gamma(\alpha_1)} \times \times \left( \frac{d_{vi} - \mu_{10}}{\mu_{11} - \mu_{10}} \right)^{\beta_1-1} \left( 1 - \frac{d_{vi} - \mu_{10}}{\mu_{11} - \mu_{10}} \right)^{\alpha_1-1},$$

непосредственно выводится из выражения

$$\begin{aligned} \Lambda(d_{vi}, \alpha_1(\beta_1)) &= \frac{\frac{\partial}{\partial \alpha} p_1(d_{vi} | \beta_1, \alpha_1(\beta_1); H_1)}{p_1(d_{vi} | \beta_1, \alpha_1(\beta_1); H_1)} \frac{d\alpha_1}{d\beta_1} = \\ &= \left[ \frac{\partial}{\partial \alpha} \ln p_1(d_{vi} | \beta_1, \alpha_1(\beta_1); H_1) \right] \frac{d\alpha_1}{d\beta_1} = \\ &= \frac{\partial}{\partial \alpha_1} \frac{\Gamma(\beta_1 + \alpha_1)}{\Gamma(\beta_1)\Gamma(\alpha_1)} \left( \frac{d_{vi} - \mu_{20}}{\mu_{21} - \mu_{20}} \right)^{\beta_1-1} \left( 1 - \frac{d_{vi} - \mu_{20}}{\mu_{21} - \mu_{20}} \right)^{\alpha_1-1} \times \\ &\quad \times \frac{\Gamma(\beta_1 + \alpha_1)}{\Gamma(\beta_1)\Gamma(\alpha_1)} \left( \frac{d_{vi} - \mu_{10}}{\mu_{11} - \mu_{10}} \right)^{\beta_1-1} \left( 1 - \frac{d_{vi} - \mu_{10}}{\mu_{11} - \mu_{10}} \right)^{\alpha_1-1} \times \\ &\quad \times \frac{d\alpha_1}{d\beta_1} = \frac{\partial}{\partial \alpha_1} \ln \left[ \frac{\Gamma(\beta_1 + \alpha_1)}{\Gamma(\beta_1)\Gamma(\alpha_1)} \left( \frac{d_{vi} - \mu_{10}}{\mu_{11} - \mu_{10}} \right)^{\beta_1-1} \right] \times \\ &\quad \times \left[ 1 - \frac{d_{vi} - \mu_{10}}{\mu_{11} - \mu_{10}} \right]^{\alpha_1-1} \left[ \frac{d\alpha_1}{d\beta_1} \right] = \left[ \frac{\partial}{\partial \alpha_1} \ln \Gamma(\beta_1 + \alpha_1) - \right. \\ &\quad \left. - \frac{\partial}{\partial \alpha_1} \ln \Gamma(\alpha_1) + \ln(\mu_{11} - d_{vi}) - \ln(\mu_{11} - \mu_{10}) \right] \frac{d\alpha_1}{d\beta_1}. \end{aligned}$$

Из полученного выражения для эффективного информационного вклада  $\Lambda(d_{vi}, \alpha_1(\beta_1))$  явно следует выражение для статистики  $\ln(\mu_{11} - d_{vi})$ , и формируется критерий Неймана–Пирсона –

$\Lambda(d_{vi}, \alpha_1(\beta_1)) \geq \rho_d$  (обнаружения признака нахождения ДО в зоне обзора ОЭП)

$$\begin{aligned} \ln(\mu_{11} - d_{vi}) &\geq -\frac{\partial}{\partial \alpha_1} \ln \Gamma(\beta_1 + \alpha_1) + \frac{\partial}{\partial \alpha_1} \ln \Gamma(\alpha_1) + \\ &+ \ln(\mu_{11} - \mu_{10}) + \frac{\rho_d}{d\alpha_1/d\beta_1} \rightarrow h_{dvi} = 1, \quad (7) \\ \frac{\partial \alpha_1}{\partial \beta_1} &= \frac{M_{11}[d_{vi}]}{1 - M_{11}[d_{vi}]}, \end{aligned}$$

где  $h_{dvi} = 1$  обозначает принятие решения об обнаружении признака ДО;  $\rho_d$  – пороговая константа, в общем случае подлежащая определению. В рассматриваемом случае ее можно не вычислять, так как оказывается достаточным для принятия решения об обнаружении признака нахождения ДО в зоне обзора ОЭП вычислить значение порога  $R(\gamma; d)$  в целом

$$\begin{aligned} R(\gamma; d) &= \frac{\partial}{\partial \alpha_1} \ln \Gamma(\beta_1 + \alpha_1) - \frac{\partial}{\partial \alpha_1} \ln \Gamma(\alpha_1) + \\ &+ \ln(\mu_{11} - \mu_{10}) + \frac{\rho_d}{d\alpha_1/d\beta_1}. \end{aligned}$$

Для вычисления искомого порога необходимо знание  $P(\ln(\mu_{11} - d_{vi}) | H_1)$  – плотности распределения вероятности полученной статистики как нелинейной формы от фрактальной размерности при условии ситуации  $H_1$ . При этом порог будет вычисляться по выражению

$$\int_{R(\gamma, d)}^{\mu_{11}} P(\ln(\mu_{11} - d_{vi}) | H_1) d(\ln(\mu_{11} - d)) \leq \gamma_d \quad (8)$$

для допустимой вероятности  $\gamma_d$  ложного обнаружения признака нахождения ДО в зоне обзора ЭОП.

Можно отметить, что слагаемые – производные логарифма гамма-функции в выражении порога вычисляются по формулам

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln \Gamma(\cdot)}{\partial \alpha_1} &= \frac{\Gamma'_{\alpha_1}(\cdot)}{\Gamma(\cdot)}, \\ \Gamma'_{\alpha_1}(\cdot) &= \frac{\partial \Gamma(\beta_1 + \alpha_1)}{\partial \alpha_1} = \frac{\partial}{\partial \alpha_1} \int_0^1 \left( \ln \frac{1}{t} \right)^{\beta_1 + \alpha_1} dt, \\ \Gamma'_{\alpha_1}(\cdot) &= \frac{\partial \Gamma(\alpha_1)}{\partial \alpha_1} = \frac{\partial}{\partial \alpha_1} \int_0^1 \left( \ln \frac{1}{t} \right)^{\alpha_1} dt, \end{aligned}$$

подынтегральная функция в которых есть результат замены переменной в эйлеровом ин-

теграле второго рода, как определении гамма-функции

$$\Gamma(a) = \int_0^\infty x^{a-1} e^{-x} dx, \quad a > 0,$$

по Лежандру, другой переменной, функционально связанной с первой выражением  $x = \ln(1/t)$ .

При не выполнении правила (7) принимается решение о необнаружении признака ДО ( $h_d = 0, d \equiv d_{vi}$ ).

Итак, по статистике  $\ln(\mu_{11} - d_{vi})$  формируется  $h_d = 1$ , либо  $h_d = 0$  при превышении либо не превышении порогового уровня ее квантования  $R(\gamma; d)$ .

Расчетное выражение для плотности  $P(\ln(\mu_{11} - d_{vi}) | H_1)$  в формуле (8) записывается по общему правилу определения плотности распределения вероятности случайной величины, являющейся функцией другой случайной величины с известной плотностью распределения вероятности [21]. Такое правило в данном случае записывается в виде

$$p(y | H_1) = f(\varphi^{-1}(y) | H_1) |(\varphi^{-1}(y))'_y|,$$

где  $y = \ln(\mu_{11} - d_{vi}) = \varphi(d_{vi})$ ,  $f(\varphi^{-1}(y) | H_1)$  – бета-распределение,  $\varphi^{-1}(y) = e^y$ ,  $\varphi^{-1}(y)'_y = e^y$ . В результате применения этого правила получаем выражение искомой плотности

$$\begin{aligned} P(\ln(\mu_{11} - d_{vi}) | H_1) &\equiv p(y | H_1) = \\ &= \frac{1}{(\mu_{11} - \mu_{10})} \frac{\Gamma(\beta_1 + \alpha_1)}{\Gamma(\beta_1)\Gamma(\alpha_1)} \left( \frac{e^y - \mu_{10}}{\mu_{11} - \mu_{10}} \right)^{\beta_1-1} \times \\ &\quad \times \left( 1 - \frac{e^y - \mu_{10}}{\mu_{11} - \mu_{10}} \right)^{\alpha_1-1} e^y. \end{aligned} \quad (9)$$

Однако, вычисление искомого порога  $R(\gamma; d)$  оказывается проще выполнить на единичном интервале значений  $d_{vi}$ , то есть по статистике  $y = \ln(1 - d_{vi})$ . Для такой статистики порог принятия решения о признаке нахождения ДО в зоне обзора ОЭП определяется (с учетом, что  $-\infty \leq y \leq 0, \mu_{10} = 0, \mu_{11} = 1$ ) по выражению

$$\begin{aligned} &\frac{\Gamma(\beta_1 + \alpha_1)}{\Gamma(\beta_1)\Gamma(\alpha_1)} \times \\ &\times \int_{R(\gamma, d)}^{\infty} \exp\{-y\beta_1\} (1 - \exp\{-y\})^{\alpha_1-1} dy \leq \gamma_d. \end{aligned} \quad (10)$$

Это выражение достаточно просто реализуется на ПЭВМ.

Аналогичным образом формируется критерий принятия решения о признаке нахождения ДО в зоне обзора ОЭП при левосторонней гипотезе по статистике максимального собственного значения  $\ln(1 - \lambda_{\max vi})$ . Такой критерий является непосредственным результатом преобразования первого соотношения в формуле (6) и записывается (на единичном интервале значений  $\lambda_{\max vi}$ ) в виде

$$\begin{aligned} \ln(1 - \lambda_{\max vi}) &\geq \frac{\partial}{\partial \beta_1} \ln \Gamma(\beta_1 + \alpha_1) - \\ &- \frac{\partial}{\partial \beta_1} \ln \Gamma(\beta_1) - \frac{\rho_\lambda}{\Delta_{\beta_1, \lambda_{\max vi}}} \rightarrow h_{\lambda_{\max vi}} = 1. \end{aligned} \quad (11)$$

Пороговый уровень, равный

$$R(\gamma; \lambda) = \frac{\partial}{\partial \beta_1} \ln \Gamma(\beta_1 + \alpha_1) - \frac{\partial}{\partial \beta_1} \ln \Gamma(\beta_1) - \frac{\rho_\lambda}{\Delta_{\beta_1, \lambda_{\max vi}}}$$

устанавливается по выражению, аналогичному (9), то есть по выражению

$$\int_{R(\gamma, \lambda)}^1 P(\ln(1 - \lambda_{\max vi}) | H_1) d(\ln(1 - \lambda_{\max vi})) \leq \gamma_\lambda,$$

где плотность  $P(\ln(1 - \lambda_{\max vi}) | H_1)$  записывается по тому же правилу, что и (9).

По статистике  $\ln(1 - \lambda_{\max vi})$  формируется  $h_\lambda = 1$  ( $\lambda = \lambda_{\max vi}$ ) при превышении либо  $h_\lambda = 0$  при непревышении порогового уровня  $R(\gamma; \lambda)$  ее (статистики) квантования.

В результате реализации выражений (7) и (11) будет иметь место одно из сочетаний ( $h_d = 1 \& h_\lambda = 1$ ); ( $h_d = 0 \& h_\lambda = 1$ ); ( $h_d = 1 \& h_\lambda = 0$ ); ( $h_d = 0 \& h_\lambda = 0$ ), где  $d \equiv d_{vi}$  и  $\lambda \equiv \lambda_{\max vi}$ .

Эти сочетания альтернативны в  $v$ -м окне на  $i$ -м фоноцелевом кадре.

Теперь на основе этих результатов сформируем искомую структуру критерия обнаружения признака нахождения ДО в зоне обзора ОЭП. Для этого предварительно отметим следующее: результаты квантования статистик  $\ln(\mu_{11} - d_{vi})$  и  $\ln(\mu_{11} - \lambda_{\max vi})$ , обусловленные цеплоподобными изображениями от малоразмерных облаков, объективно могут формироваться равновероятно в любом их сочетании (10), (01), (00), (11) в любых положениях окна на фоноцелевом изображении, и между такими результатами нет закономерности. Однако, результаты квантования, обусловленные нахождением ДО в зоне обзора ОЭП, могут быть, как установлено моделированием, в сочетании (11) либо в сочетании (00), сочетания же (10) и (01) – события редкие. В связи с априорной неопределен-

ностью о ситуации порождения сочетаний (10) и (01) преобразуем их в сочетание (00).

Поэтому, критерий обнаружения признака нахождения ДО в зоне обзора ОЭП целесообразно основывать на логике “два из двух”, а искомый критерий принятия решения об обнаружении ДО сформировать на логике бинарного накопителя, описанного в работе [20], то есть на логике бинарной серийной процедуры. Согласно этой логике бинарный накопитель накапливает число единиц при выполнении условия ( $h_d = 1 \& h_\lambda = 1$ ), сравнивает результат их суммирования с порогом  $B$  и при превышении этого порога вырабатывает решение – “в зоне обзора ОЭП обнаружен ДО”.

Итак, построен критерий обнаружения ДО для сложных условий функционирования ОЭП. Критерий реализуется в соответствии с логикой бинарной серийной процедуры с однопороговым критерием Неймана–Пирсона классификации близких простых альтернативных гипотез на основе бинарно-квантованных нелинейных форм статистик  $\ln(1 - d_{vi})$ ,  $\ln(1 - \lambda_{\max vi})$ . Эти статистики определяются по выборкам в виде эффективных информационных вкладов фрактальной размерности и максимального собственного значения корреляционных матриц яркостей пикселов изображений в окнах  $\{v_i, v_{i-1}, \dots, v_{i-N}\}$  серии из  $N$  фоноцелевых кадров.

## Структура алгоритма решения задачи обнаружения ДО

В соответствии с изложенным структура алгоритма представляется последовательностью следующих вычислительных операций (рис. 6):

1. Формирование окна на фоноцелевом изображении.
2. Вычисление фрактальной размерности изображения в окне методом покрытий и “сдвиг” вычисленного значения в интервал  $[0, 1]$ .
3. Вычисление корреляционной матрицы (смещенной) отсчетов яркостей изображения в окне.
4. Вычисление максимального собственного значения корреляционной матрицы отсчетов яркостей изображения в окне и “сдвиг” вычисленного значения в интервал  $[0, 1]$ .
5. Вычисление статистик  $\ln(1 - d_{vi})$ ,  $\ln(1 - \lambda_{\max vi})$  критерия принятия решения об обнаружении признака нахождения ДО в зоне обзора ОЭП.
6. Проверка выполнения критерия Неймана–Пирсона обнаружения признака нахождения ДО в зоне обзора ОЭП по статистикам операции 5 и формирование бинарно-квантованных сигналов (из единиц и нулей) для операций 7.
7. Принятие решения об обнаружении ДО бинарным накопителем.

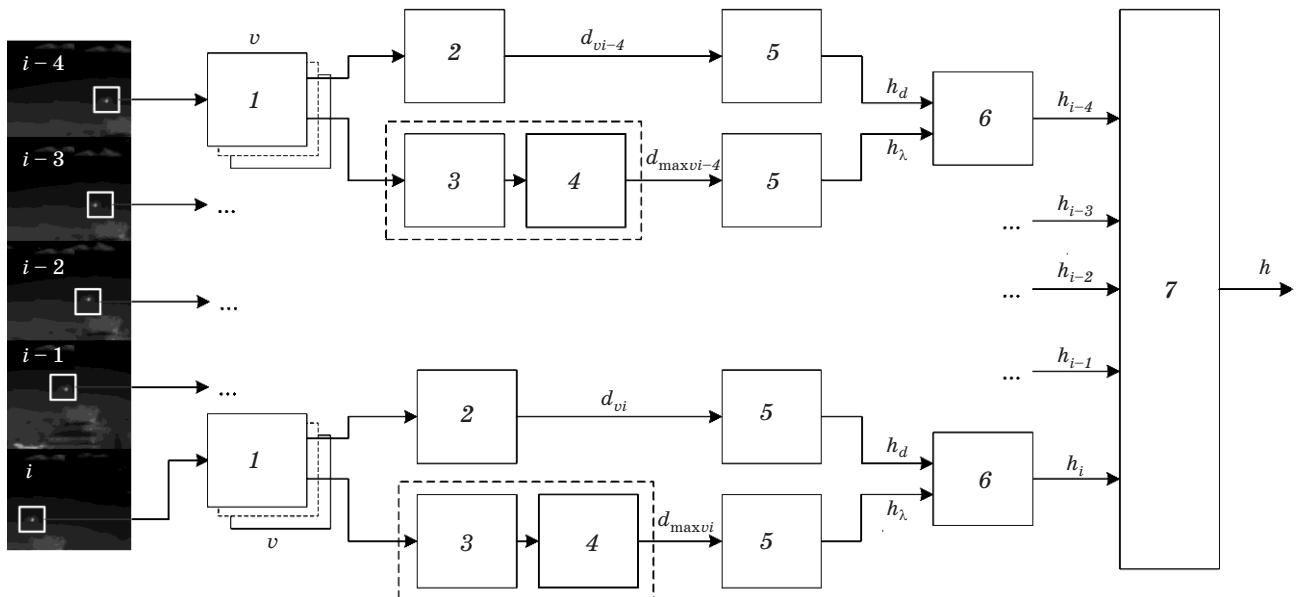


Рис. 6. Схема алгоритма.

Сущность операции принятия решения заключается в следующем. По результатам операции 6 формируются сочетания (11), когда выполняется критерий Неймана–Пирсона для обеих статистик  $\ln(1 - d_{vi})$ ,  $\ln(1 - \lambda_{\max vi})$ , или (00), когда критерий Неймана–Пирсона не выполняется по любой одной или обеим статистикам. Сочетания преобразуются следующим образом: (11) в единицу ( $h_i = 1$ ), а (00) в нуль ( $h_i = 0$ ), и формируются серии единиц, нулей по каждой последовательно поступающей в “скользящем” стробе пятерке ( $i - 4, i - 3, i - 2, i - 1, i$ ) кадров. Затем (для каждой “пятерки”) суммируются единицы и результат суммирования проверяется на выполнение критерия “3 из 5”. При выполнении этого критерия бинарный обнаружитель формирует решение – “в зоне обзора ОЭП обнаружен ДО” ( $h = 1$ ).

Названная последовательность вычислительных операций алгоритма реализована на ПЭВМ.

### Показатели качества алгоритма обнаружения ДО

Показателями качества в соответствии с локальным наиболее мощным критерием и принципом построения алгоритма как бинарного накопителя приняты следующие параметры:

- вероятность правильного обнаружения признака нахождения ДО в зоне обзора ОЭП при допустимой вероятности ложного обнаружения признака ДО;
- вероятность правильного обнаружения ДО в зоне обзора ОЭП при фиксированной допустимой вероятности ложного обнаружения ДО;
- объем серии фonoцелевых кадров, необходимый для принятия правильного решения об обнаружении ДО в зоне обзора ОЭП.

Оценка вероятности правильного обнаружения признака нахождения ДО в зоне обзора ОЭП получена теоретико-экспериментальным методом с использованием аппроксимации “пачки” пиксельных импульсов яркостей изображения в окне слабоконтрастного ДО со значительно большим числом, чем 15, при соотношении “сигнал/фоновый шум” по амплитуде, равном 2,0–4,0. Эта вероятность правильного обнаружения признака ДО равна приблизительно 0,6 по оконному изображению фonoцелевого кадра при вероятности принятия ложного решения из интервала 0,25–0,3.

Обнаружение ДО бинарным накопителем информации осуществляется по серии из  $N = 5$

последовательных фonoцелевых кадров при пороге обнаружения  $B = 3$ . Такой объем серии вычислен при вероятности принятия ложного решения, равной 0,3, по “оконному” изображению отдельно взятого фonoцелевого кадра серии. При этом вероятность правильного обнаружения ДО равна приблизительно 0,83, а вероятность ложного обнаружения при обработке серии не превышает 0,12.

Для повышения вероятности правильного обнаружения ДО до значения, равного не менее 0,9, по слабоконтрастным “точечным” изображениям объем серии должен быть увеличен до 6–7.

### Заключение

1. Синтезирован алгоритм обнаружения ДО по слабоконтрастным “точечным” изображениям ОЭП на сложном фоне как алгоритм классификации альтернативных близких простых ситуаций “ДО на сложном фоне” и “сложный фон” в условиях априорной неопределенности относительно опорных изображений.

Близость ситуаций рассматривается в смысле расстояния между бета-функциями правдоподобия получения выборки в виде слабоконтрастного “точечного” изображения при условии одной и другой ситуации.

В связи с этим синтезирование выполнено с использованием локального наиболее мощного критерия с выводом закона распределения вероятностей статистик фрактальной размерности и максимального собственного значения корреляционной матрицы яркостей пикселов изображения в окне фonoцелевого кадра в условиях ситуации “в зоне обзора ОЭП только сложный фон”, а также с выводом расчетных выражений пороговых уровней принятия решения об обнаружении ДО по статистикам фрактальной размерности и максимального собственного значения.

Такой прием синтезирования алгоритма обнаружения ДО составляет новизну предложенного метода в целом и вклад в теорию алгоритмизации процесса обнаружения ДО по слабоконтрастным “точечным” изображениям ОЭП в сложной фоновой обстановке.

2. Предложенный метод обеспечивает как при положительном, так и отрицательном контрасте ДО в сложных фоновых условиях повышение вероятности правильного обнаружения ДО при снижении ложной тревоги более, чем

в два раза по накопленным малоразмерным “точечным” слабоконтрастным изображениям серии из 5–7 кадров ОЭП.

При объеме выборки более 6–7 фоноцелевых кадров статистика локального наиболее мощного критерия обеспечивает достижение любой

заранее требуемой вероятности правильного обнаружения ДО на сложном фоне. Контрастность ДО при этом может стремиться к пренебрежимо малой величине.

Метод реализуем в реальном времени на современном вычислительном комплексе.

\* \* \* \* \*

## ЛИТЕРАТУРА

1. Зуев В.Е., Кабанов М.В. Перенос оптических сигналов в земной атмосфере. М.: Советское радио, 1977. 368 с.
2. Храмичев А.А., Ковальчук М.П., Васильев В.Б. Методика определения пространственно-частотных характеристик фона небосвода // Вестник МГТУ им. Н.Э. Баумана. Спец. выпуск “Антенны и устройства радио- и оптического диапазонов”, серия “Приборостроение”. 2009. С. 245–252.
3. Храмичев А.А., Шевченко Л.Ф., Соловьев В.И. Методика статистического описания оптического излучения воздушных объектов // Вестник МГТУ им. Н.Э. Баумана. Спец. выпуск “Антенны и устройства радио- и оптического диапазонов”, серия “Приборостроение”. 2009. С. 253–258.
4. Шредер М.Р. Фракталы, хаос, степенные законы. Миниатюры из бесконечного рая. Ижевск: Регулярная и хаотическая динамика, 2001. 528 с.
5. Потапов А.А. Фракталы, дробные операторы и скейлинг – основа новых методов обработки информации, синтеза фрактальных радиосистем, антенн и импедансов // Материалы 20-й Международной Крымской конф. “СВЧ – техника и телекоммуникационные технологии КрыМиКо. 2010” (Севастополь, 13–17 сентября 2010 г.). Севастополь: Вебер, 2010. Т. 1. С. 39–46.
6. Хан Г., Шапиро С. Статистические модели в инженерных задачах. М.: Мир, 1969. 396 с.
7. Щиголев Б.М. Математическая обработка наблюдений. М.: ФМЛ, 1962. 344 с.
8. Кокс Д., Хинкли Д. Задачи по теоретической статистике с решениями. М.: Мир, 1981. 560 с.
9. Сосулин Ю.Г. Теоретические основы радиолокации и радионавигации. М.: Радио и связь, 1992. 304 с.
10. Башаринов А.Е., Флейшман Б.С. Методы статистического последовательного анализа и их приложения. М.: Сов. радио, 1962. С. 235–236.
11. Жуков Д.В., Коняхин И.А., Усик А.А. Итерационный алгоритм определения координат изображений точечных излучателей // Оптический журнал. 2009. Т. 76. № 1. С. 43–45.
12. Гурченков Д.А., Жендарев М.В., Набатчиков А.С., Якименко И.В. Способ обнаружения тепловых точечных объектов на сложном атмосферном фоне // Математическая морфология. Электронный математический и медико-биологический журнал. 2012. Т. 11. Вып. 3.
13. Марпл С.Л. мл. Цифровой спектральный анализ и его приложения. М.: Мир, 1990. Гл.16. 584 с.
14. Сосулин Ю.Г., Русскин А.Б. Фрактальное обнаружение протяженных малоконтрастных объектов на изображении. М.: Радиотехника, 2009. № 12. С. 48–57.
15. Катулев А.Н., Колонсков А.А., Храмичев А.А., Ягольников С.В. Адаптивный метод и алгоритм обнаружения малоконтрастных объектов оптико-электронным средством // Оптический журнал. 2014. Т. 81. № 2. С. 29–39.
16. Аллатов Б. А., Бабаян П.В., Балашов О.В., Степашкин А.И. Системы автоматического обнаружения и сопровождения объектов. Обработка изображений и управление. М.: Радиотехника, 2008. 176 с.
17. Борзов С.М., Потатуркин О.И. Обнаружение малоразмерных динамических объектов подвижной системой наблюдения // Автометрия. 2012. Т. 48. № 1. С. 22–29.
18. Киричук В.С., Косых В.П. Построение многоканального фильтра для обнаружения точечных объектов в изображении, формируемом матричным фотоприемником // Автометрия. 2012. Т. 18. № 5. С. 82–92.
19. Yilmaz A., Shafique K., Shah M. Target tracking in airborne forward looking infrared imagery // Image and Vision Computing. 2003. № 21. Р. 623–635.
20. Иванов И.М. Пространственная локализация и адаптивная фильтрация слабых сигналов на фоне интенсивных помех // Радиотехника и электроника. 2012. Т. 57. № 7. С. 872–789.
21. Гнеденко Б.В. Курс теории вероятностей. М.: Наука, 1969. 400 с.