= К 90-ЛЕТИЮ М.С. ЯРЛЫКОВА =

УДК 681.5

РАСПОЗНАВАНИЕ МОРСКИХ ОБЪЕКТОВ В ТЕПЛОВИЗИОННЫХ ОБЗОРНО-ПРИЦЕЛЬНЫХ СИСТЕМАХ ЛЕТАТЕЛЬНЫХ АППАРАТОВ

© 2024 г. В. А. Бухалёв^а, И. Ф. Хисматов^{а,*}, А. А. Скрынников^{b,c}, В. А. Болдинов^b, К. Ю. Рожков^а

^а Московский научно-исследовательский телевизионный институт, ул. Гольяновская, 7а, стр.1, Москва, 105094 Российская Федерация ^b Государственный научно-исследовательский институт авиационных систем, ул. Викторенко, 7, Москва, 125167 Российская Федерация ^c Московский авиационный институт (национальный исследовательский университет), Волоколамское шос., 4, Москва, 125993 Российская Федерация *E-mail: abu-sergey@yandex.ru

Поступила в редакцию 18.12.2023 г. После доработки 18.12.2023 г. Принята к публикации 25.01.2024 г.

Рассматривается задача распознавания объектов по информации измерений их геометрических признаков на изображениях оптико-электронных систем. Известны вероятностные характеристики измерений. Разработан алгоритм распознавания с использованием теории систем со случайной скачкообразной структурой и метода двухмоментной параметрической аппроксимации распределений. Применена аппроксимация прогнозируемой плотности вероятности законом бета-распределения. Приведены результаты счета алгоритма по информации последовательности изображений, полученных в натурных регистрациях.

Ключевые слова: распознавание, измерения, оптимальное оценивание, прогноз, коррекция, фильтр, дисперсиометр, классификатор, случайная структура, случайный процесс

DOI: 10.31857/S0033849424080132, EDN: HNORXD

ВВЕДЕНИЕ

При распознавании морских целей в тепловизионных обзорно-прицельных системах (ОПС) используются информационные различительные геометрические признаки их изображений. При выборе признаков основными требованиями являются простота измерения и инвариантность по отношению к тем условиям применения, которые не определяются в ОПС. К таким признакам можно отнести высоту, длину и площадь изображения, а также «анизотропию» (отношение высоты к длине), «удлинение контура» (отношение периметра к длине), «компактность» (отношение площади к произведению высоты на длину) и некоторые другие. Изображения объектов зависят от таких параметров, как углы азимута и места наблюдения, дальность и курсовой угол движения цели [1-3]. После обнаружения объектов их различительные геометрические признаки в ОПС измеряются с погрешностями, уровень которых, как правило, не позволяет использовать полученную информацию для надежного распознавания. В таких случаях требуется применение алгоритмов, устойчивых к высоким уровням ошибок измерений.

1. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

В тепловизионной системе наблюдается изображение корабля, принадлежащего к одному из N типов, $s=\overline{1,N}$. Измеряются n геометрических признаков изображения $\rho_k^{(i)}(s)$, $i=\overline{1,n}$. Точность измерения зависит от типа корабля s и условий наблюдения, оцениваемых алгоритмом предварительной обработки информации. Требуется на основании этих измерений определить тип корабля.

Математическая формулировка поставленной задачи имеет следующий вид: объект —

$$x_{k+1}^{(i)}(s) = a_k^{(i)}(s)x_k^{(i)}(s) + \left(1 - a_k^{(i)}(s)\right)\xi_k^{(i)}(s); \tag{1}$$

измеритель —

$$z_{k}^{(i)} = \varphi(x_{k}^{(i)}(s)) + \zeta_{k}^{(i)}(s) / b_{k}^{(i)}(s);$$
 (2)

$$\varphi\left(x_{k}^{(i)}(s)\right) = \begin{cases} x_{k}^{(i)}(s) & \text{при } x_{k}^{(i)}(s) \le 1; \\ 1 & \text{при } x_{k}^{(i)}(s) > 1, \end{cases}$$
(3)

где k — дискретный момент времени, $k = \overline{0,m}$;

 $x_k^{(i)}(s)$ — безразмерный параметр информативного различительного геометрического признака $\rho_k^{(i)}(s)\colon x_k^{(i)}(s)=\rho_k^{(i)}(s)/\rho_{\max}^{(i)}(s)$; $a_k^{(i)}(s)$ — коэффициент случайной изменчивости i-го различительного признака объекта с номером s; $a_k^{(i)}(s)\in[0,1]$, $s=\overline{1,N}$; $\xi_k^{(i)}(s)$ — «возмущение» i-го различительного признака объекта с номером, последовательность независимых случайных величин с произвольным распределением и известными математическим ожиданием $\overline{\xi}_k^{(i)}(s)$ и дисперсией $G_k^{(i)}(s)$; $\xi_k^{(i)}(s)\in[0,1]$; $b_k^{(i)}(s)$ — коэффициент точности измерения i-го различительного признака объекта с номером s; $\zeta_k^{(i)}(s)$ — последовательность независимых случайных величин с плотностью вероятности бета-распределения:

$$f^{\zeta}\left(\zeta_{k}^{(i)}(s)\right) = 6\zeta_{k}^{(i)}(s)\left[1 - \zeta_{k}^{(i)}(s)\right]. \tag{4}$$

Требуется определить тип корабля s по измерениям его информативных признаков $z_{0,m}^{(i)}$ на отрезке [0,m].

2. АЛГОРИТМ РАСПОЗНАВАНИЯ

Алгоритм распознавания, построенный по теории систем со случайной скачкообразной структурой (ССС) [3, 4], состоит из четырех взаимосвязанных блоков: «классификатор», «идентификатор», «фильтр» и «дисперсиометр», работающих по двухэтапной схеме «прогноз—коррекция».

2.1. Прогноз

Классификатор $\tilde{p}_{k}(s)$ имеет вид

$$\tilde{p}_{k+1}(s) = \hat{p}_k(s), \quad s = \overline{1, N}; \quad k = \overline{1, m},$$
 (5)

где $\tilde{p}_{k+1}(s)$ и $\hat{p}_k(s)$ — соответственно прогнозируемая (~) и апостериорная (\wedge) вероятности s, основанные на измерениях $z_{\overline{0,m}} = \left\{z_{\overline{0,m}}^{(i)}\right\}, \ i = \overline{1,n}$, на отрезке [0,k]:

$$\hat{p}_k(s) = P[s \mid z_{\overline{0 \mid k}}]$$

Фильтр $\tilde{x}_k^{(i)}(s)$ определяем по формуле

$$\tilde{x}_{k+1}^{(i)}(s) = a_k^{(i)}(s)\hat{x}_k^{(i)}(s) + (1 - a_k^{(i)}(s))\overline{\xi}_k^{(i)}(s),$$
 (6)

а дисперсиометр $\tilde{R}_{k}^{(i)}(s)$ по выражению

$$\tilde{R}_{k+1}^{(i)}(s) = \left(a_k^{(i)}(s)\right)^2 \hat{R}_k^{(i)}(s) + \left(1 - a_k^{(i)}(s)\right)^2 G_k^{(i)}(s). \tag{7}$$

2.2. Коррекция

Классификатор – $\hat{p}_k(s)$:

$$\hat{p}_{k+1}(s) = \hat{p}_{k}(s) f_{k+1}^{z}(z_{k+1} \mid s) / / \sum_{s} \hat{p}_{k}(s) f_{k+1}^{z}(z_{k+1} \mid s);$$
(8)

$$f_{k+1}^{z}(z_{k+1} \mid s) = \prod_{i} f(z_{k+1}^{(i)} \mid s); \tag{9}$$

Идентификатор \hat{s} вычисляется по формуле

$$\hat{s} = \arg\max \sum_{k=1}^{m} \hat{p}_k(s), \tag{10}$$

где \hat{s} — оптимальная оценка интерполяции $\hat{p}_k(s)$ на отрезке [0, m].

Фильтр определяется по формуле

$$\hat{x}_{k+1}^{(i)}(s) = \left[f\left(z_{k+1}^{(i)} \mid s\right) \right]^{-1} \int_{0}^{1} x_{k+1}^{(i)} f_{k+1}^{(i)} \left(z_{k+1}^{(i)} \mid x_{k+1}^{(i)}, s\right) \tilde{f}_{k+1} \left(x_{k+1}^{(i)} \mid s\right) dx_{k+1}^{(i)}, \tag{11}$$

а дисперсиометр $\hat{R}_{k+1}^{(i)}(s)$ по выражениям

$$\hat{\Theta}_{k+1}^{(i)}(s) = \left[f(z_{k+1}^{(i)} \mid s) \right]^{-1} \int_{0}^{1} \left(\hat{x}_{k+1}^{(i)} \right)^{2} f_{k+1}^{(i)}(z_{k+1}^{(i)} \mid x_{k+1}^{(i)}, s) \tilde{f}_{k+1}(x_{k+1}^{(i)} \mid s) dx_{k+1}^{(i)};$$

$$(12)$$

$$\hat{R}_{k+1}^{(i)}(s) = \hat{\Theta}_{k+1}^{(i)}(s) - \left(x_{k+1}^{(i)}\right)^2. \tag{13}$$

При разработке алгоритмов фильтрации в оптико-электронных системах обычно применяется аппроксимация распределений. Это позволяет перейти от функциональных уравнений для плотности вероятностей к более простым уравнениям для вероятностных моментов.

Для этого используются методы статистической линеаризации [6], гауссовской [7], полигауссовской

аппроксимации [8] и другие в зависимости от условий задачи.

В отличие от унимодальных гауссовского распределения и статистической линеаризации, метод полигауссовской аппроксимации М.С. Ярлыкова и метод двухмоментной параметрической аппроксимации в ССС позволяют аппроксимировать реальные полимодальные распределения сигналов разнообразной формы в измерительно-информационных системах, работающих в условиях организованных помех.

ния имеет разнообразный вид в зависимости от и 2 в качестве примера показан вид плотностей

В рассматриваемой задаче целесообразно при- сочетания двух его параметров, связанных променить бета-распределение. Диапазон значе- стыми алгебраическими формулами с математиний случайной величины, подчиняющейся бе- ческим ожиданием и дисперсией, определяемыми та-распределению, от 0 до 1, а форма распределе- при решении уравнений алгоритма [5]. На рис. 1

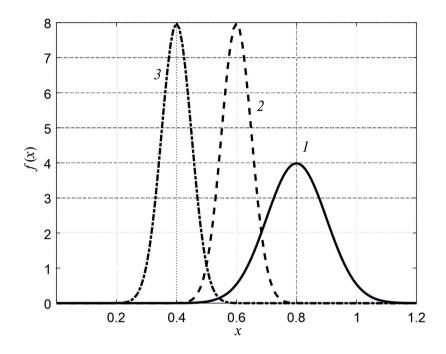


Рис. 1. Нормальное распределение при $\mu = 0.8$, $\beta = 0.1$ (кривая I); $\mu = 0.6$, $\beta = 0.05$ (кривая I); $\mu = 0.4$, $\mu = 0.4$

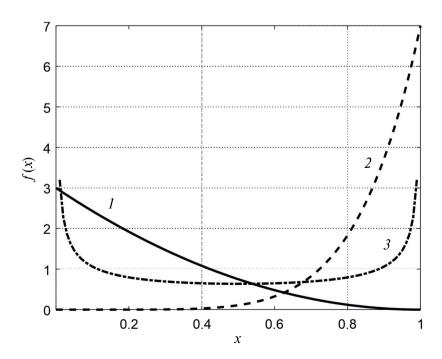


Рис. 2. Бета-распределение при $\alpha = 1$, $\beta = 3$ (кривая *I*); $\alpha = 7$, $\beta = 1$ (кривая *2*); $\alpha = 0.5$, $\beta = 0.5$ (кривая *3*).

вероятностей нормального закона и бета-распрелеления соответственно.

Аппроксимируем прогнозируемую плотность вероятности $\tilde{f}_{k}^{(i)}(x_{k}^{(i)} | s)$ бета-распределением

$$\tilde{f}_{k}^{(i)}\left(x_{k}^{(i)} \mid s\right) = \\
= \left[x^{\tilde{\alpha}(s)-1}(1-x)^{\tilde{\beta}(s)-1} / B(\tilde{\alpha}(s), \tilde{\beta}(s))\right]_{k}^{(i)}, \tag{14}$$

где индексы k и (i) относятся ко всем переменным внутри $[\cdot]_{k}^{(i)}$, кроме s и B;

$$\tilde{\alpha}_{k}^{(i)}(s) = \tilde{\gamma}_{k}^{(i)}\tilde{x}_{k}^{(i)}(s); \quad \tilde{\beta}_{k}^{(i)}(s) = \tilde{\gamma}_{k}^{(i)}\left(1 - \tilde{x}_{k}^{(i)}(s)\right); (15)$$

$$\tilde{\gamma}_{k}^{(i)}(s) = \left(\tilde{x}_{k}^{(i)}(s) - \tilde{\Theta}_{k}^{(i)}(s)\right) / \tilde{R}_{k}^{(i)}(s);$$

$$\tilde{\gamma}_{k}^{(i)}(s) \triangleq \tilde{\alpha}_{k}^{(i)}(s) + \tilde{\beta}_{k}^{(i)}(s);$$

$$B(\tilde{\alpha}, \tilde{\beta}) = \Gamma(\tilde{\alpha})\Gamma(\tilde{\beta}) / \Gamma(\tilde{\alpha} + \tilde{\beta}),$$

$$\Gamma(\tilde{\alpha} + 1) = \tilde{\alpha}\Gamma(\tilde{\alpha}),$$

$$(16)$$

где $B(\tilde{\alpha}, \tilde{\beta})$, $\Gamma(\tilde{\alpha})$, $\Gamma(\tilde{\beta})$ и $\Gamma(\tilde{\alpha} + \tilde{\beta})$ — специальные табулированные функции [9]

Подставив (14)—(16) в (9), (11) и (12), получаем

Подставив (14)—(16) в (9), (11) и (12), получаем
$$f_{k+1}^{(i)}\left(z_{k+1}^{(i)}\mid s\right) = 6b\left[z\left(1-bz\right) + \left(2bz-1\right)\tilde{\alpha}\tilde{\beta} / \tilde{\gamma} - b\tilde{\alpha}\tilde{\beta}\left(\tilde{\alpha}+1\right) / \tilde{\gamma}\left(\tilde{\gamma}+1\right)\right]_{k+1}^{(i),s}; \tag{17}$$

$$\hat{x}_{k+1}^{(i)}\left(s\right) = 6b\left[z\left(1-bz\right)\tilde{\alpha} / \tilde{\gamma} + \left(2bz-1\right)\tilde{\alpha}\tilde{\beta}\left(\tilde{\alpha}+1\right) / \tilde{\gamma}\left(\tilde{\gamma}+1\right) - \tilde{\alpha}\tilde{\beta}\left(\tilde{\alpha}+1\right)\left(\tilde{\alpha}+2\right) / \tilde{\gamma}\left(\tilde{\gamma}+1\right)\left(\tilde{\gamma}+2\right)\right]_{k+1}^{(i),s}\left(f_{k+1}^{(i)}\left(z_{k+1}^{(i)}\mid s\right)\right)^{-1}; \tag{18}$$

$$\hat{\Theta}_{k+1}^{(i)}\left(s\right) = 6b\left[z\left(1-bz\right)\tilde{\alpha}\left(\tilde{\alpha}+1\right) / \tilde{\gamma}\left(\tilde{\gamma}+1\right) + \left(2bz-1\right)\tilde{\alpha}\tilde{\beta}\left(\tilde{\alpha}+1\right)\left(\tilde{\alpha}+2\right) / \tilde{\gamma}\left(\tilde{\gamma}+1\right)\left(\tilde{\gamma}+2\right) - \tilde{\alpha}\tilde{\beta}\left(\tilde{\alpha}+1\right)\left(\tilde{\alpha}+2\right)\left(\tilde{\alpha}+3\right) / \tilde{\gamma}\left(\tilde{\gamma}+1\right)\left(\tilde{\gamma}+2\right)\left(\tilde{\gamma}+3\right)\right]_{k+1}^{(i),s} \times \left(f_{k+1}^{(i)}\left(z_{k+1}^{(i)}\mid s\right)\right)^{-1}; \tag{19}$$

$$\hat{R}_{k+1}^{(i)}(s) = \hat{\Theta}_{k+1}^{(i)}(s) - \left(\hat{x}_{k+1}^{(i)}(s)\right)^2; \tag{20}$$

$$\begin{split} \hat{x}_{k+1}^{(i)}\left(s\right) &\in \left[0,1\right]; \\ \hat{R}_{k+1}^{(i)}\left(s\right) &\in \left[0, \hat{x}_{k+1}^{(i)}\left(s\right) \left(1-\hat{x}_{k+1}^{(i)}\left(s\right)\right)\right]. \end{split}$$

В целом алгоритм распознавания типа корабля и оценивания его курса описывается замкнутой системой обыкновенных рекуррентных уравнений (5)-(10), (15), (16), (17)-(20).

3. ПРИМЕР

Рассмотрим частный случай задачи, когда в поле зрения ОПС наблюдается изображение корабля, принадлежащего к одному из типов: s=1 или s=2, к какому, неизвестно. В результате функционирования безэталонного алгоритма распознавания объектов на изображениях [3] измеряются два геометрических признака корабля: длина $\rho_k^{(1)}(s) = l_k(s)$, высота $\rho_k^{(2)}(s) = h_k(s)$. Требуется определить тип корабля.

Моделирование проведено при условии наблюдения корабля первого типа s = 1 для следующих параметров:

$$a_k^{(1)}(1) = 0.3; a_k^{(2)}(1) = 0.2; a_k^{(1)}(2) = 0.2; a_k^{(2)}(2) = 0.3;$$

$$b_k^{(1)}(1) = b_k^{(1)}(2) = 2.86; b_k^{(2)}(1) = b_k^{(2)}(2) = 2.84;$$

$$\overline{\xi}_k^{(1)}(1) = 0.6; \overline{\xi}_k^{(2)}(1) = 0.51;$$

$$\overline{\xi}_k^{(1)}(2) = 0.5; \overline{\xi}_k^{(2)}(2) = 0.43;$$

$$G_k^{(i)}(s) = 0.05; i = 1, 2; s = 1, 2;$$

$$\rho_{\text{max}}^{(1)}(1) = l_{\text{max}}(1) = 42; \rho_{\text{max}}^{(2)}(1) = h_{\text{max}}(1) = 49;$$

$$\rho_{\text{max}}^{(1)}(2) = l_{\text{max}}(2) = 35; \rho_{\text{max}}^{(2)}(2) = h_{\text{max}}(2) = 40.8.$$

Единицы измерений размеров $ho_{\max}^{(i)}\left(s
ight)$ — элемент разложения изображения, пиксел.

На рис. 3 показан кадр изображения, регистрируемого ОПС, результат его обработки с целью выделения корабля и измерения его размеров.

Для сравнения на графиках показан результат распознавания корабля без применения разработанного алгоритма по правилу:



Рис. 3. Кадр изображения корабля.

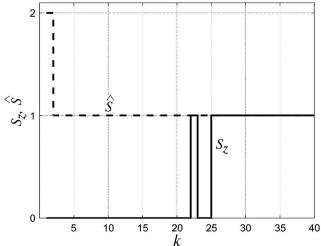


Рис. 4. Результаты моделирования идентификатора по формуле (10) и распознавания по правилу формулы (21).

$$s_{z} = \begin{cases} 1, & \text{если } \left| M \left[z_{k}^{(i)} \right] - \overline{\xi}_{k}^{(i)}(1) \middle| \left\langle e_{i} \, u \middle| M \left[z_{k}^{(i)} \right] - \overline{\xi}_{k}^{(i)}(2) \middle| \right\rangle e_{i}, \\ 2, & \text{если } \left| M \left[z_{k}^{(i)} \right] - \overline{\xi}_{k}^{(i)}(2) \middle| \left\langle e_{i} \, u \middle| M \left[z_{k}^{(i)} \right] - \overline{\xi}_{k}^{(i)}(1) \middle| \right\rangle e_{i}, \\ 0 - \text{в противном случае, распознавание невозможно,} \end{cases}$$

$$(21)$$

где s_z — результат распознавания по правилу (21); e_i — допустимый уровень ошибки, вычисляемый по формуле:

 $\left|\overline{\xi}_{k}^{(i)}\left(1\right) - \overline{\xi}_{k}^{(i)}\left(2\right)\right| = e_{i} , i = 1, 2,$

 $M\left[z_k^{(i)}
ight]$ — оценка математического ожидания i-го параметра на k-м шаге:

$$M\left[z_k^{(i)}\right] = \sum_{i=1}^k z_j^{(i)} / \kappa \; ; \; i = 1,2 \; .$$

Результаты моделирования, представленные на рис. 4—6, включают ошибки оценивания параметров $d\hat{x}^{(i)} = \hat{x}^{(i)} - x^{(i)}$ корабля первого типа, ошибки измерений $dz^{(i)} = z^{(i)} - x^{(i)}$, оценку \hat{s} номера типа и результат s_z распознавания типа по правилу (21), основанному на использовании только измерений $z_k^{(i)}$.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Анализ результатов моделирования показывает устойчивость разработанного алгоритма и эффективность получаемых оценок информационных различительных геометрических признаков, а также высокое быстродействие алгоритма при определении номера структуры, т.е. типа

корабля, в сравнении со скоростью получения верного установившегося результата, основанного на алгоритме простого осреднения результатов измерений.

Авторы данной работы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

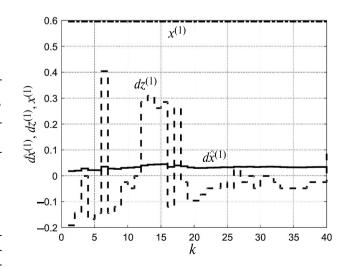


Рис. 5. Результаты моделирования первого различительного признака корабля первого типа, ошибок его измерений и фильтрации.

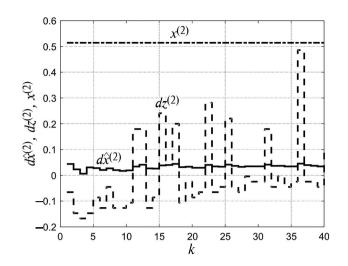


Рис. 6. Результаты моделирования второго различительного признака корабля первого типа, ошибок его измерений и фильтрации.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Бухалёв В.А.* Распознавание, оценивание и управление в системах со случайной скачкообразной структурой. М.: Наука, Физматлит, 1996.

- 2. *Бухалёв В.А.*, *Скрынников А.А.*, *Болдинов В.А.* Двухмоментная параметрическая аппроксимация распределений. М.: Физматлит, 2023.
- 3. *Бельский А.Б.*, *Чобан В.М.* // Труды МАИ. 2013. № 66. С. 23.
- 4. *Левшин Е.А.*, *Хисматов И.Ф.* Моделирование и оценка авиационных оптико-электронных систем самонаведения. Воронеж: Научная книга, 2022.
- 5. *Бухалёв В.А.*, *Скрынников А.А.*, *Болдинов В.А.* Алгоритмическая помехозащита беспилотных летательных аппаратов. М.: Физматлит, 2018.
- 6. *Казаков И.Е., Доступов Б.Г.* Статистическая динамика нелинейных автоматических систем. М.: Физматгиз, 1962.
- 7. *Пугачёв В.С.* Теория случайных функций и ее применение к задачам автоматического управления. М.: Физматгиз, 1960.
- 8. *Ярлыков М.С., Миронов М.А.* Марковская теория оценивания случайных процессов. М.: Радио и связь, 1993.
- 9. Корн Р., Корн Т. Справочник по математике для научных работников и инженеров. М.: Наука, 1984.

RECOGNITION OF MARINE OBJECTS IN THERMAL IMAGING SURVEILLANCE AND SIGHTING SYSTEMS OF AIRCRAFT

V. A. Bukhalev^a, I. F. Khismatov^{a,*}, A. A. Skrynnikov^{b,c}, V. A. Boldinov^b, K. Yu. Rozhkov^a

^aMoscow Scientific Research Television Institute,
 Golyanovskaya Str., 7a, build. 1, Moscow, 105094 Russia
 ^bThe State Scientific Research Institute of Aviation Systems,
 Viktorenko Str., 7, Moscow, 125167 Russia
 ^cMoscow Aviation Institute (National Research University),
 Volokolamskoe shosse, 4, Moscow, 125993 Russia
 *E-mail: abu-sergey@yandex.ru

Received December 18, 2023, revised December 18, 2023, accepted January 25, 2024

The problem of object recognition based on information from measurements of their geometric features in images of optoelectronic systems is considered. The probabilistic characteristics of the measurements are known. A recognition algorithm has been developed using the theory of systems with a random discontinuous structure [1] and the method of two-stage parametric approximation of distributions [2]. The approximation of the predicted probability density by the beta distribution law is applied. The results of the calculation of the algorithm based on the information of the sequence of images obtained in full-scale registrations are presented.

Keywords: recognition, measurements, optimal estimation, forecast, correction, filter, dispersiometer, classifier, random structure, random process