

Понятский В.М.

Тульский государственный университет, г. Тула, Россия

ОЦЕНКА КАЧЕСТВА ВЫДЕЛЕНИЯ КООРДИНАТ ИСТОЧНИКА ПОЛЕЗНОГО ИЗЛУЧЕНИЯ В ЗАДАЧАХ УПРАВЛЕНИЯ**Аннотация**

Предлагается в задачах управления осуществлять оценку качества выделенных с помощью видеосенсоров координат источника полезного излучения по совокупности показателей, в частности, используя вероятность обнаружения полезного сигнала. Традиционно оценка вероятности обнаружения источника полезного излучения осуществляется исходя из предположения о нормальном законе распределении плотности вероятности полезного сигнала и помехи. Рассматривается оценка вероятности обнаружения источника полезного излучения, яркость которого изменяется по произвольному закону. Получаемые в процессе управления оценки используются для выбора методов обработки изображений, а также для их настройки.

Ключевые слова

Изображение, источник полезного излучения, вероятность обнаружения, методы обработки изображений.

Ponyatsky V.M.

Tula State University, Tula, Russia

QUALITY ASSESSMENT OF ALLOCATION COORDINATES USEFUL RADIATION SOURCE IN CONTROL PROBLEMS**Abstract**

It is offered in control problems to carry out assessment quality of the coordinates of useful radiation source allocated by means of video sensors on set of indicators, in particular, using probability of detection of desired signal. Traditionally the assessment of detection probability of useful radiation source is carried out proceeding from the assumption of the normal law distribution of probability density of desired signal and hindrance. The assessment of detection probability of useful radiation source which brightness changes under any law is considered. The estimates received in control process are used for choice of methods of processing of images, and also for their setup.

Keywords

Image, source of useful radiation, probability of detection, methods of images processing.

1 Постановка задачи

В задачах управления с помощью видеосенсоров осуществляется выделение координат источника полезного излучения [1]. Предлагается проводить оценку качества выделенных координат источника полезного излучения по показателям качества, в частности, используя вероятность обнаружения полезного сигнала. Традиционно оценка вероятности обнаружения источника полезного излучения осуществляется исходя из предположения о нормальном законе распределении плотности вероятности полезного сигнала и помехи. В ряде

случаев, например, когда осуществляется выделение координат источника, яркость которого изменяется по гауссову закону, такое предположение не является справедливым. Рассматривается оценка вероятности обнаружения источника полезного излучения, яркость которого изменяется по гауссову закону. Разработана система критериев для определения показателей качества оценки координат выделенного источника полезного излучения по последовательности изображений, формируемых средствами наблюдения объектов в спектральном диапазоне работы телевизионных систем.

В качестве показателей качества предлагается использовать оценки однородности, сложности изображений, вероятность обнаружения и качества координат выделенного источника полезного излучения. Получаемые в процессе управления оценки используются для выбора методов обработки изображений, а также для их настройки [2].

Оценка однородности изображения

Для оценки однородности изображения осуществляется расчет коэффициентов пространственной корреляции сравниваемых областей k и p :

$$r_{k,p} = \frac{1}{\sigma_k \sigma_p} \sum_{i=1}^N (x_{i,k} - m_k)(x_{i,p} - m_p),$$

где $x_{i,k}$, $x_{i,p}$ – элемент изображения; m_k , m_p – математическое ожидание; σ_k, σ_p – среднее квадратическое отклонение.

Оценка сложности изображения

Оценка сложности изображения определяется как отношение дисперсии в локальных областях $D_{i,j}$ к общей дисперсии D для всего изображения:

$$h_{i,j} = \frac{D_{i,j}}{D}.$$

Оценка качества координат выделения источника полезного излучения

Оценка качества координат выделенного ИПС может быть осуществлена по величине среднее квадратического отклонения на заданном интервале:

$$\sigma_x(n) = \sqrt{\frac{1}{N_n - 1} \sum_{k=1}^{N_n} (x_k - \hat{x}_n)^2}$$

$$\sigma_y(n) = \sqrt{\frac{1}{N_n - 1} \sum_{k=1}^{N_n} (y_k - \hat{y}_n)^2},$$

где N_n – количество кадров на заданном интервале; x_k и x_k , y_k – измеренные значения координат в k -том кадре; \hat{x}_n , \hat{y}_n – средние значения выделенных координат на заданном интервале:

$$\hat{x}_n = \frac{1}{N_n} \sum_{k=1}^{N_n} x_k; \hat{y}_n = \frac{1}{N_n} \sum_{k=1}^{N_n} y_k.$$

Расчет оценки однородности, сложности изображения, вероятности обнаружения и качества выделения координат полезного источника осуществляется как для исходных изображений, так и для изображений после их обработки.

Расчет оценки однородности, сложности изображения и вероятности обнаружения полезного объекта осуществляется как для исходных изображений с видеосенсоров, так и для изображений после их обработки. Полученные оценки однородности, сложности изображения и вероятность обнаружения полезного объекта используются для выбора параметров методов обработки изображений, а также для настройки алгоритмов обработки изображений [2].

2 Оценка вероятности обнаружения полезного сигнала

Аналитическое выражение для вероятности обнаружения получается на основе синтеза алгоритма обнаружения с применением вероятностно-статистических методов.

Пусть наблюдается один кадр многоэлементного изображения – отсчёты в элементах цифрового изображения, формируемого телевизионной системой. Цифровое изображение просматривается окном меньших размеров, в окне просмотра имеется строб, охватывающий L элементов и соответствующий размерам обнаруживаемого объекта. В общем случае наблюдение представляется L -мерным вектором

$$\vec{Y} = [y_1, y_2, y_3, \dots, y_L]^T,$$

где y_j , $j = \overline{1, L}$ – отсчёты цифрового изображения.

Примем, что наблюдение трёхмерное

$$\vec{Y} = [y_1, y_2, y_3]^T.$$

Тогда можно изобразить пространственную картину, как показано на рисунке 1, в виде пространственной фигуры, представляющей пространство наблюдений Z , каждая точка которого определяет положение конца вектора наблюдений \vec{Y} и определяется тремя координатами: y_1, y_2, y_3 в трёхмерной системе координат Y_1, Y_2, Y_3 . Например, это могут быть координаты изображения по вертикали и по горизонтали, а также его уровни яркости.

Для принятия решения построим предположения или гипотезы о наблюдениях и действиях: H_0 – гипотеза об отсутствии полезного сигнала на изображении, решение $\gamma = \gamma_0$ – сигнал не обнаружен и H_1 – гипотеза о наличии полезного сигнала на фоне помех, решение $\gamma = \gamma_1$ – сигнал обнаружен.

Решающее правило разбивает пространство

наблюдений Z на два подпространства Z_0 и Z_1 , $Z_1 \cap Z_0 = Z$. Если конец вектора попадает в подпространство Z_1 , то истиной считается гипотеза H_1 и принимается решение $\gamma = \gamma_1$, если конец вектора попадает в подпространство Z_0 , то истиной считается гипотеза H_0 и принимается решение $\gamma = \gamma_0$. Построение оптимального решающего правила заключается в определении границы h , разбивающей пространство наблюдений Z на два подпространства Z_0 и Z_1 , $Z_1 \cap Z_0 = Z$.

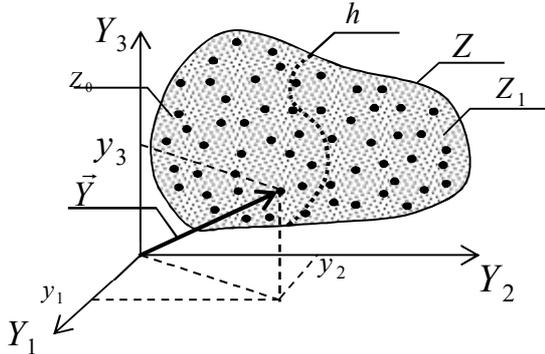


Рис. 1. Пространство наблюдений

Поскольку результат наблюдения является следствием изображения на текущем кадре, то целесообразно применить вероятностно-статистический подход к определению решающего правила. Рассмотрим одномерный случай, когда вектор наблюдений состоит из одного компонента $Y = y$. Пусть известны плотности распределения вероятностей случайной величины y при условии истинности гипотезы H_1 $w_1(y|H_1)$ и при условии истинности гипотезы H_0 $w_0(y|H_0)$.

На рисунке 2 изображены плотности распределения вероятностей $w_0(y|H_0)$ и $w_1(y|H_1)$. Разделим пространство наблюдений y на две области, расположив разделительный символ $-$ в точке сравнения результата наблюдений y с порогом Π : слева от порога $-$ область решений $\gamma = \gamma_0$ об истинности гипотезы H_0 ; справа $-$ область решений $\gamma = \gamma_1$ об истинности гипотезы H_1 .

Если истинна гипотеза H_0 , то при решении $\gamma = \gamma_0$ определяется вероятность правильного решения о гипотезе H_0 , которая равна

$$P(\gamma_0|H_0) = \int_{\{\gamma_0\}} w_0(y|H_0) \cdot dy,$$

а при решении $\gamma = \gamma_1$ определяется вероятность ошибки первого рода или вероятность ложной тревоги

$$P(\gamma_1|H_0) = \int_{\{\gamma_1\}} w_0(y|H_0) \cdot dy.$$

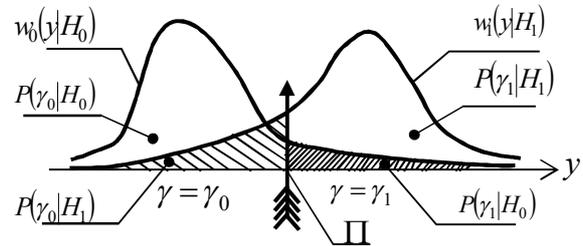


Рис. 2. Плотности распределения вероятностей при двух гипотезах

Вероятность ложной тревоги численно равна заштрихованной частью штриховкой площади под графиком плотности распределения вероятностей $w_0(y|H_0)$.

Если истинна гипотеза H_1 , то при решении $\gamma = \gamma_1$ определяется вероятность правильного решения о гипотезе H_1 , которая равна

$$P(\gamma_1|H_1) = \int_{\{\gamma_1\}} w_1(y|H_1) \cdot dy,$$

а при решении $\gamma = \gamma_0$ определяется вероятность ошибки второго рода или вероятность пропуска сообщения

$$P(\gamma_0|H_1) = \int_{\{\gamma_0\}} w_1(y|H_1) \cdot dy.$$

Вероятность пропуска сообщения численно равна заштрихованной редкой штриховкой площади под графиком плотности распределения вероятностей $w_1(y|H_1)$.

Для многомерного векторного наблюдения плотности распределения вероятностей записываются в виде:

$$w_1(\vec{Y}|H_1) \text{ и } w_0(\vec{Y}|H_0).$$

Выбор той или иной гипотезы сопровождается потерями. Запишем сумму рисков при всех возможных выборах гипотез

$$R = P_0 \cdot P(\gamma_0|H_0) \cdot \Pi_{00} + P_0 \cdot P(\gamma_1|H_0) \cdot \Pi_{10} + P_1 \cdot P(\gamma_1|H_1) \cdot \Pi_{11} + P_1 \cdot P(\gamma_0|H_1) \cdot \Pi_{01}.$$

где $P_0 = P(H_0)$ и $P_1 = P(H_1)$ $-$ априорные

вероятности гипотез; $\bar{\Pi} = \begin{vmatrix} \Pi_{00} & \Pi_{01} \\ \Pi_{10} & \Pi_{11} \end{vmatrix} -$ матрица потерь.

Тогда алгоритм принятия решений записывается на основе критерия Байеса [3]:

$$\Lambda \begin{matrix} \geq h \\ < h \end{matrix} \begin{matrix} H_1 \\ H_0 \end{matrix}$$

где $\Lambda = \frac{w_1(\bar{Y} | H_1)}{w_0(\bar{Y} | H_0)}$ - отношение правдоподобия;
 $h = \frac{P_0 \cdot (\Pi_{10} - \Pi_{00})}{P_1 \cdot (\Pi_{01} - \Pi_{11})}$ - порог сравнения

отношения правдоподобия; $\bar{\Pi} = \begin{vmatrix} \Pi_{00} & \Pi_{01} \\ \Pi_{10} & \Pi_{11} \end{vmatrix}$ - матрица потерь.

Порог h сравнения отношения правдоподобия есть число или скаляр, следовательно, отношение правдоподобия Λ тоже число или скаляр. С другой стороны, отношение правдоподобия формируется из векторного наблюдения \bar{Y} . Следовательно, задача различения векторных наблюдений сводится к задаче сравнения двух чисел: если число Λ больше числа h , то принимается гипотеза H_1 ; если число Λ меньше числа h , то принимается гипотеза H_0 . Критерием принятия решения об одной из гипотез называется набор условий, при котором отношение правдоподобия находится в заданном соотношении с порогом сравнения [3].

Вероятность обнаружения полезного сигнала и вероятность ложной тревоги можно определить по следующим зависимостям:

$$\begin{aligned} P_{об} &= P(\gamma_1 | H_1) - P(\gamma_1 | H_0) = \\ &= \int_{\{\gamma_1\}} w_1(y | H_1) \cdot dy - \int_{\{\gamma_1\}} w_0(y | H_0) \cdot dy; \quad (1) \\ P_{ло} &= P(\gamma_1 | H_0) = \int_{\{\gamma_1\}} w_0(y | H_0) \cdot dy. \end{aligned}$$

Расчет вероятности обнаружения полезного сигнала (1) может быть использован для оценки качества функционирования алгоритмов видеообработки.

Оценка значения порога обработки h_o , при котором в заданной области обработки R_o будет достигаться максимальная величина вероятности обнаружения, определяется выражением:

$$P_{об}^o = \max_{\substack{h_o \in H, \\ R_o \in R}} (P(\gamma_1 | H_1) - P(\gamma_1 | H_0)).$$

Пусть по гипотезе H_1 реализация имеет среднее $m_\Sigma = m_0 + m_1$ и дисперсию

$\sigma_\Sigma^2 = \sigma_0^2 + \sigma_1^2$, соответственно по гипотезе H_0 реализация имеет среднее m_0 и дисперсию σ_0^2 .

Каждый компонент вектора наблюдения есть сумма среднего и случайной величины с нулевым средним

$$y_k = \begin{cases} m_\Sigma + u_k : H_1; \\ m_0 + v_k : H_0. \end{cases} \quad k = \overline{1, L}.$$

Для случая, когда величины u_k и v_k имеют нормальное распределение, условная плотность распределения результата наблюдения по гипотезе H_1 равна

$$w_1(y_k | H_1) = \frac{1}{\sigma_\Sigma \cdot \sqrt{2 \cdot \pi}} \cdot \exp \left\{ -\frac{(y_k - m_\Sigma)^2}{2 \cdot \sigma_\Sigma^2} \right\},$$

а условная плотность распределения результата наблюдения по гипотезе H_0 равна

$$w_0(y_k | H_0) = \frac{1}{\sigma_0 \cdot \sqrt{2 \cdot \pi}} \cdot \exp \left\{ -\frac{(y_k - m_0)^2}{2 \cdot \sigma_0^2} \right\}.$$

Примем, что случайные величины u_k и v_k , $k = \overline{1, L}$, представляют собой последовательности независимых случайных чисел. Тогда по теореме умножения для независимых событий плотность распределения вероятностей векторного наблюдения есть произведение плотностей распределения вероятностей отдельных компонентов векторного наблюдения

$$w_j(\bar{Y} | H_j) = \prod_{k=1}^L w_j(y_k | H_j), \quad j = 0, 1.$$

Подставляя выражение для плотности распределения вероятностей компонентов вектора наблюдения по гипотезе H_1 получим

$$\begin{aligned} w_1(\bar{Y} | H_1) &= \prod_{k=1}^L \frac{1}{\sigma_\Sigma \sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{(y_k - m_\Sigma)^2}{2 \cdot \sigma_\Sigma^2} \right\} = \\ &= \frac{1}{\left(\sigma_\Sigma \sqrt{2\pi} \right)^L} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{k=1}^L \frac{(y_k - m_1)^2}{\sigma_\Sigma^2} \right\} \end{aligned}$$

Аналогично получим для гипотезы H_0

$$w_0(\bar{Y} | H_0) = \prod_{k=1}^L \frac{1}{\sigma_0 \sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(y_k - m_0)^2}{2 \cdot \sigma_0^2}\right\} = \frac{1}{(\sigma_0 \sqrt{2\pi})^L} \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_{k=1}^L \frac{(y_k - m_0)^2}{\sigma_0^2}\right\}.$$

Составим отношение правдоподобия из правых частей этих выражений [3]

$$\Lambda = \frac{\sigma_0^L}{\sigma_\Sigma^L} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_{k=1}^L \left[\frac{(y_k - m_\Sigma)^2}{\sigma_\Sigma^2} - \frac{(y_k - m_0)^2}{\sigma_0^2} \right]\right\}.$$

Воспользуемся свойством монотонного возрастания логарифмической функции: знак неравенства сохраняется, если прологарифмировать обе части неравенства:

$$\begin{matrix} H_1 \\ \ln \Lambda \geq \ln h, \\ H_0 \end{matrix}$$

где

$$\ln \Lambda = L \cdot \ln \frac{\sigma_0}{\sigma_\Sigma} - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^L \left[\frac{(y_k - m_\Sigma)^2}{\sigma_\Sigma^2} - \frac{(y_k - m_0)^2}{\sigma_0^2} \right]$$

– логарифм отношения правдоподобия.

Оставим в левой части слагаемые, зависящие от случайных наблюдений, а в правой части – постоянные. Тогда решающее правило для различения двух гипотез:

$$\begin{matrix} H_1 \\ \xi \geq \Pi \\ H_0 \end{matrix}$$

где $\xi = A \cdot \sum_{k=1}^L y_k^2 + B \cdot \sum_{k=1}^L y_k$ – достаточная

статистика; $A = -\frac{1}{2} \cdot \left(\frac{1}{\sigma_\Sigma^2} - \frac{1}{\sigma_0^2} \right)$; $B = \frac{m_\Sigma}{\sigma_\Sigma^2} - \frac{m_0}{\sigma_0^2}$;

$\Pi = \ln h - L \cdot \ln \frac{\sigma_0}{\sigma_\Sigma} + \frac{L}{2} \cdot \left(\frac{m_\Sigma^2}{\sigma_\Sigma^2} - \frac{m_0^2}{\sigma_0^2} \right)$ – порог

сравнения достаточной статистики.

Достаточная статистика есть весовая сумма суммы квадратов компонентов вектора наблюдения и суммы компонентов вектора наблюдения. При этом плотность распределения вероятностей значений достаточной статистики не подчиняется ни нормальному распределению, ни χ^2 – распределению. Априорные вероятности гипотез P_1 и P_0 считаются

известными, также известна матрица потерь $\bar{\Pi}$. Известны объём выборки L , средние значения m_Σ , m_0 и дисперсии σ_1^2 , σ_0^2 наблюдений по обеим гипотезам H_1 , H_0 .

Для нормального закона распределения случайных величин вероятность обнаружения полезного сигнала для k – того кадра будет равна (1) [3]:

$$P_{об} = \int_{\{y_1\}} \frac{1}{\sigma_\Sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(y_k - m_\Sigma)^2}{2 \cdot \sigma_\Sigma^2}\right\} dy - \int_{\{y_1\}} \frac{1}{\sigma_0 \sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(y_k - m_0)^2}{2 \cdot \sigma_0^2}\right\} dy = \frac{1}{2} - \Phi\left(\Phi^{-1}\left(\frac{1}{2} - F\right) - q\right)$$

где $\Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^z e^{-u^2/2} du$ – стандартная

функция ошибок; $\Phi^{-1}(\bullet)$ – обратная функция ошибок; $(\frac{1}{2} - F)$ – вероятность ложной тревоги; q – параметр обнаружения полезного объекта.

Параметр обнаружения равен:

$$q = \frac{I_{cp} - h}{\sigma_{cp}},$$

где I_{cp} – среднее значение отсчётов изображения с полезным сигналом; σ_{cp} – среднеквадратическое отклонение отсчётов области обработки изображения с полезным сигналом; h – заданный порог при обработке изображений.

Среднее значение отсчётов области обработки изображения с полезным объектом определяется по формуле:

$$I_{cp} = \frac{1}{(x_{max} - x_{min}) \cdot (y_{max} - y_{min})} \sum_{n=x_{min}}^{x_{max}} \sum_{m=y_{min}}^{y_{max}} I_{mn},$$

где x_{min} , x_{max} – координаты границ области обработки изображения по горизонтали; y_{min} , y_{max} – координаты границ области обработки изображения по вертикали.

Среднеквадратическое отклонение отсчётов области обработки изображения с полезным объектом равно:

$$\sigma_{cp} = \sqrt{\frac{1}{M \cdot N - 1} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^M (I_{mn})^2}.$$

Расчет вероятности ложной тревоги P_L осуществляется с учетом следующей зависимости:

$$P_L = \frac{1}{2} - F = \frac{1}{2} - \Phi\left(\frac{h - m_o}{\sigma_o}\right),$$

где среднее значение отсчётов

$$I_o = \frac{1}{(x_{max} - x_{min}) \cdot (y_{max} - y_{min})} \sum_{n=x_{min}}^{x_{max}} \sum_{m=y_{min}}^{y_{max}} I_{mn}$$

и среднеквадратическое отклонение отсчётов

$$\sigma_o = \sqrt{\frac{1}{M \cdot N - 1} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^M (I_{mn})^2}$$

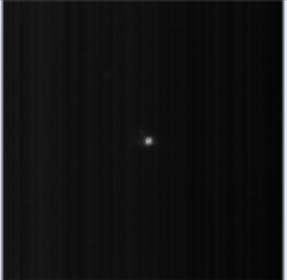
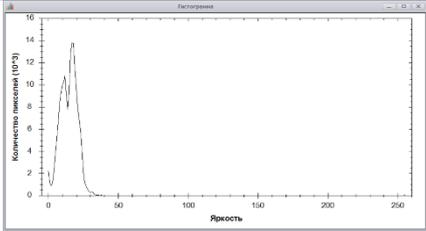
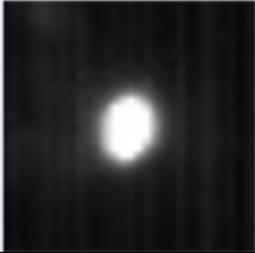
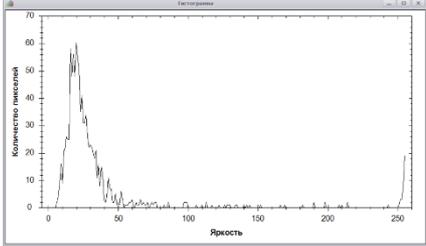
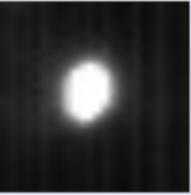
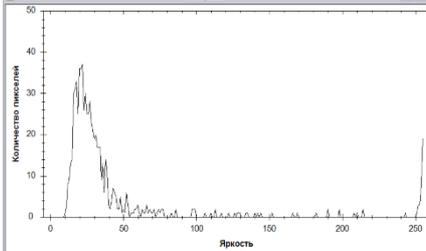
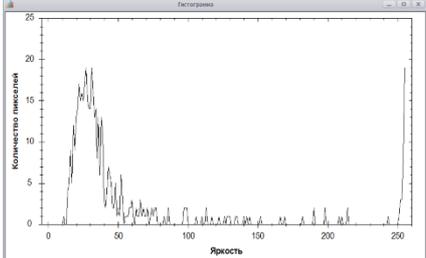
рассчитываются

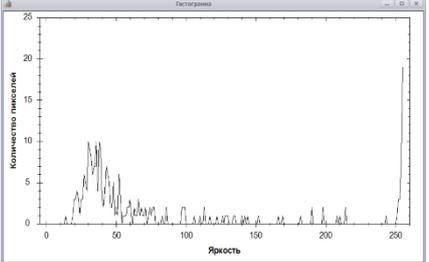
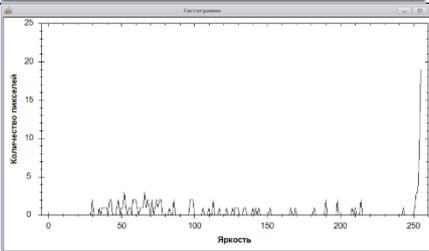
для области обработки изображения при отсутствии в ней полезного объекта.

3 Результаты

Для программного комплекса моделирования последовательности методов видеобработки для задач управления реализован подключаемый без перекомпиляции программы модуль, реализующий оценку вероятности обнаружения полезного сигнала, яркость которого изменяется по произвольному закону [4-5].

Табл. 1. Гистограммы видеоизображений

№	Видеоизображение	Размер	Гистограмма	Роб
1		400x480		0,0005
2		30x36		0,087
3		25x30		0,125
4		20x24		0,1958

5		15x18		0,348
6		10x12		0,77

Проведена оценка плотности распределения вероятностей фона $w_0(y|H_0)$ и полезного сигнала $w_1(y|H_1)$ по характеру гистограммы, как для всего видеокadra, так и при ограниченных его размерах (см. таблицу 1).

Анализ результатов (таблица 1) показывает, что для всего видеокadra, где влияние полезного сигнала практически мало, полученная гистограмма, а следовательно, и плотности распределения вероятностей $w_0(y|H_0)$, соответствуют нормальному закону распределения. При уменьшении величины строки влияние полезного сигнала возрастает, его характер изменения близок к гауссову закону, однако плотности распределения вероятностей $w_1(y|H_1)$ не соответствуют нормальному закону распределения. Поэтому для оценки вероятности обнаружения полезного сигнала в заданной области обработки $R = N_1 M_1$ и при заданном пороге обработки h , определяемом конкретным алгоритмом обработки, могут быть использованы следующие зависимости:

$$P_{об} = P(\gamma_1|H_1) - P(\gamma_1|H_0) = \sum_{i=h}^{255} w_1(i) - \sum_{i=h}^{255} w_0(i);$$

$$P_{ло} = P(\gamma_1|H_0) = \sum_{i=h}^{255} w_0(i),$$

где

$$w_1(k) = \frac{n_k}{N_1 M_1} \sum_{i=0}^{N_1} \sum_{j=0}^{M_1} I(i, j), \quad k = 0, 1, 2, \dots, I_{\max}$$

- плотность распределения вероятностей полезного сигнала;

$$w_0(k) = \frac{n_k}{N_0 M_0} \sum_{i=0}^{N_0} \sum_{j=0}^{M_0} I(i, j), \quad k = 0, 1, 2, \dots, I_{\max}$$

- плотность распределения вероятностей фона изображения; $I(i, j)$ - яркость i, j - ячейки; $k = 0, 1, 2, \dots, I_{\max}$ - уровни яркости изображения; n_k - количество значений яркостей изображения для k - го уровня; I_{\max} - максимальная яркость; $N_1 \leq N, M_1 \leq M$ - размеры области изображения с полезным сигналом; N_0, M_0 - размеры области изображения с фоном.

Возможна оценка значения порога обработки h_0 , при котором в заданной области обработки R_0 будет достигаться максимальная величина вероятности обнаружения:

$$P_{об}^o = \max_{\substack{h_0 \in H, \\ R_0 \in R}} (P(\gamma_1|H_1) - P(\gamma_1|H_0)) =$$

$$= \max_{\substack{0 < h_0 < 255, \\ 0 < R_0 < N \cdot M}} \left(\sum_{i=h}^{255} w_1(i) - \sum_{i=h}^{255} w_0(i) \right).$$

4 Заключение

Для задач управления предложено осуществлять оценку качества выделенных с помощью видеосенсоров координат источника полезного излучения по совокупности показателей, в частности, используя вероятность обнаружения полезного сигнала. Традиционно оценка вероятности обнаружения источника полезного излучения осуществляется исходя из предположения о нормальном законе распределении плотности вероятности полезного сигнала и помехи. Реализована возможность оценки вероятности обнаружения источника полезного излучения, яркость которого изменяется по произвольному закону.

Получаемые в процессе управления оценки качества выделенных с помощью видеосенсоров координат источника полезного излучения

используются для выбора методов обработки изображений, а также для их настройки.

Литература

1. Галантэ А.И., Макарецкий Е.А., Понятский В.М. Алгоритм обработки телевизионных изображений подвижного источника излучения // Оптико-электронные приборы и устройства в системах распознавания образов, обработки изображений и символической информации. Распознавание: сб. матер. X Междунар. Конф. (Курск, 2012 г.). – Курск, 2012. – С. 240-242.
2. Понятский В.М. Повышение качества обработки информации, поступающей с нескольких видеосенсоров, в задачах управления / В.М. Понятский // Современные информационные технологии и ИТ-образование. – 2016. Том 12. № 4. – С. 165-172.
3. Егоров Д.Б., Понятский В.М., Макарецкий Е.А. Программный комплекс моделирования цифровой обработки видеоизображений подвижного источника излучения // Оптико-электронные приборы и устройства в системах распознавания образов, обработки изображений и символической информации. Распознавание: сб. матер. X Междунар. Конф. (Курск, 2012 г.). – Курск, 2012. – С. 246-248.
4. Понятский В.М., Егоров Д.А. Программный комплекс моделирования последовательности методов видеообработки для задач управления / В.М. Понятский, Д.А. Егоров // Современные информационные технологии и ИТ-образование. – 2015. Т. 2 (№11). – С.334-340.

References

1. Galantje A.I., Makareckij E.A., Ponjatskij V.M. Algoritm obrabotki televizionnyh izobrazhenij podvizhnogo istochnika izlucheniya // Optiko-jelektronnye pribory i ustrojstva v sistemah raspoznavanija obrazov, obrabotki izobrazhenij i simvol'noj informacii. Raspoznavanie: sb. mater. X Mezhdunar. Konf. (Kursk, 2012 g.). – Kursk, 2012. – S. 240-242.
2. Ponjatskij V.M. Povyshenie kachestva obrabotki informacii, postupajushhej s neskol'kih videosensorov, v zadachah upravlenija / V.M. Ponjatskij // Sovremennye informacionnye tehnologii i IT-obrazovanie. – 2016. Tom 12. № 4. – S. 165-172.
3. Egorov D.B., Ponjatskij V.M., Makareckij E.A. Programmnyj kompleks modelirovanija cifrovoj obrabotki videoizobrazhenij podvizhnogo istochnika izlucheniya // Optiko-jelektronnye pribory i ustrojstva v sistemah raspoznavanija obrazov, obrabotki izobrazhenij i simvol'noj informacii. Raspoznavanie: sb. mater. X Mezhdunar. Konf. (Kursk, 2012 g.). –Kursk, 2012. - S. 246-248.
4. Ponjatskij V.M., Egorov D.A. Programmnyj kompleks modelirovanija posledovatel'nosti metodov videoobrabotki dlja zadach upravlenija / V.M. Ponjatskij, D.A. Egorov // Sovremennye informacionnye tehnologii i IT-obrazovanie. – 2015. T. 2 (№11). – S.334-340.

Поступила: 10.09.2017

Об авторе:

Понятский Валерий Марианович, кандидат технических наук, доцент кафедры проектирования автоматизированных комплексов, Тульский государственный университет, pwmru@yandex.ru

Note on the author:

Ponyatsky Valery M., Candidate of technical sciences, Associate Professor of the Department of Design of Automated Complexes, Tula State University, pwmru@yandex.ru