

УДК 621.391.268

В.С. Муравьев**ПРОСТРАНСТВЕННЫЙ АЛГОРИТМ ОБНАРУЖЕНИЯ И ИЗМЕРЕНИЯ
КООРДИНАТ ВОЗДУШНЫХ ОБЪЕКТОВ НА ИЗОБРАЖЕНИИ**

Рассматривается алгоритм обнаружения воздушных объектов, возможная область применения которого включает бортовые комплексы обработки видеоинформации, системы мониторинга и контроля воздушного пространства. Представлена модель наблюдения, выполнен синтез алгоритма обнаружения и измерения координат объектов.

Ключевые слова: обнаружение, измерение координат, объект, фон.

Введение. Одним из направлений обработки изображений, получивших активное развитие в последнее десятилетие, можно считать разработку алгоритмов, предназначенных для автоматического обнаружения и выделения быстро движущихся и мало подвижных воздушных объектов, в качестве которых выступают различные летательные аппараты. Для решения данной задачи при известной функции яркости объекта широко используются алгоритмы, основанные на вычислении корреляционного интеграла. Необходимо отметить, что классический корреляционный алгоритм синтезирован из предположения об отсутствии фоновой составляющей, что для большинства приложений не соответствует действительности.

Целью данной работы является синтез алгоритма обнаружения и измерения координат воздушных объектов с одновременной оценкой яркостей объекта и фона, при этом считается, что яркости объекта и фона являются постоянными, но априорно неизвестными величинами.

Постановка задачи. Пусть имеется наблюдаемое изображение $l(i, j)$, где i, j – координаты пикселя, $(i, j) \in R$, $R = \{(i, j) : i = \overline{0, N_x - 1}; j = \overline{0, N_y - 1}\}$, R – множество точек, на котором задано изображение, N_x, N_y – размеры изображения по горизонтали и по вертикали. Модель наблюдения можно представить в виде [1]:

$$l(i, j) = r(i, j)h(i, j) + (1 - r(i, j))g(i, j) + \xi(i, j), (i, j) \in R, \quad (1)$$

где $g(i, j)$ и $h(i, j)$ – яркости точек фона и объектов, $\xi(i, j)$ – пространственно не коррелированный шум с нулевым средним. В соответствии с рассматриваемой моделью атмосфера считается полностью прозрачной, а объект и фон – полностью непрозрачными.

Бинарная маска объектов задает принадлежность точки текущего кадра с координатами (i, j) объекту или фону и определяется следующим образом:

$$r(i, j) = \begin{cases} 1, & \text{если в точке } (i, j) \text{ кадра} \\ & \text{находится объект,} \\ 0, & \text{в противном случае.} \end{cases} \quad (2)$$

На основе бинарной маски $r(i, j)$ можно вычислить такие параметры объекта, как левая, правая, верхняя и нижняя границы. Эти границы определяют прямоугольник, ограничивающий объект. Координатами центра объекта будем считать координаты центра прямоугольника (α_u, β_u) , ограничивающего объект, а размерами объекта – высоту и ширину прямоугольника $(V_{об}, W_{об})$. Обнаружение объекта будет состоять в принятии решения о присутствии либо отсутствии этого объекта на изображении $l(i, j)$. Задачу измерения координат объектов можно сформулировать как задачу получения оценок $(\hat{\alpha}_u, \hat{\beta}_u)$.

Для описания функций $g(i, j)$ и $h(i, j)$ воспользуемся моделями постоянной яркости, т.е. $g(i, j) = g$, $h(i, j) = h$. При этом h и g являются заранее неизвестными величинами с априорными плотностями распределения $p(h)$ и $p(g)$, имеющими вид $p(h) = p(g) = 1/l_{\max}$, где l_{\max} – верхняя граница диапазона яркостей наблюдаемого изображения. Положим шум $\xi(i, j)$ белым гауссовым с нулевым средним и известной дисперсией σ_ξ^2 .

Пусть также объект имеет известную конфигурацию, задаваемую множеством H_0 , под которой будем понимать информацию о взаимном расположении точек объекта. Точка (α, β) об-

ласти, заданной H_0 , совпадающая с левым верхним углом прямоугольника, ограничивающего объект, имеет нулевые координаты. Поскольку положение объекта неизвестно, то будем исходить из предположения, что координаты точки (α, β) являются дискретной векторной случайной величиной, имеющей равномерный закон распределения $p(\alpha, \beta)$. Возможное расположение объекта на наблюдаемом изображении будет описываться множеством:

$$H_{(\alpha, \beta)} = \{(i, j) \mid (i - \alpha, i - \beta) \in H_0\} \quad (3)$$

Количество возможных положений объекта в кадре равно $N_{x\alpha}N_{y\beta}$, где $N_{y\beta} = N_y - W_{об}$ и $N_{x\alpha} = N_x - V_{об}$, а значения $\alpha \in [0; N_x - V_{об} - 1]$, $\beta \in [0; N_y - W_{об} - 1]$, таким образом, $p(\alpha, \beta) = 1/N_{x\alpha}N_{y\beta}$.

Решение задачи. Для решения задачи обнаружения объекта при его неизвестном местоположении на основе наблюдения реализации случайного процесса $l(i, j)$ необходимо сделать выбор между гипотезой X_1 (объект присутствует) и альтернативной гипотезой X_0 (объект отсутствует):

$$X_1 : l(i, j) = r(i, j)h + (1 - r(i, j))g + \xi(i, j), i = \overline{0, N_x - 1}, j = \overline{0, N_y - 1}, \quad (4)$$

$$X_0 : l(i, j) = g + \xi(i, j).$$

Учтем тот факт, что параметры объекта и фона h, g, α, β представляют собой независимые случайные величины, а гипотезы X_1 и X_0 являются сложными. В теории обнаружения показано, что в таких случаях байесовское решение задачи может быть получено на основе формирования отношения правдоподобия [2]:

$$\Lambda = \frac{\sum_{\alpha=0}^{N_{x\alpha}-1} \sum_{\beta=0}^{N_{y\beta}-1} p(\alpha, \beta) \int \int_{hg} p_1(L|g, h, \alpha, \beta) p(h) p(g) dh dg}{\int p_0(L|g) p(g) dg}, \quad (5)$$

где $p_1(L|g, h, \alpha, \beta)$ – плотность распределения наблюдаемого изображения при наличии объекта; $p_0(L|g)$ – плотность распределения наблюдаемого изображения при отсутствии объекта; $L = [l(i, j)]_{(i, j) \in R}$ – матрица, описывающая наблюдаемое изображение. Рассмотрим интеграл, стоящий в числителе выражения (5):

$$I_1 = \int \int_{hg} p_1(L|g, h, \alpha, \beta) p(h) p(g) dh dg. \quad (6)$$

Положим, что функция $p_1(L|\alpha, \beta, g, h)$ дважды дифференцируема по h и g при всех $l(i, j), \alpha, \beta$. Для вычисления интеграла (6) мож-

но применить асимптотический метод интегрирования Лапласа, основанный на аппроксимации функции $\ln p_1(L|\alpha, \beta, g, h)$ квадратичным разложением в окрестности точки $(\hat{h}_{\alpha, \beta}, \hat{g}_{\alpha, \beta})$, где $\hat{h}_{\alpha, \beta} = \max_h p_1(L|\alpha, \beta, g, h)$, $\hat{g}_{\alpha, \beta} = \max_g p_1(L|\alpha, \beta, g, h)$ – максимально правдоподобные оценки параметров h и g [3]. Тогда

$$I_1 \approx p_1(L|\alpha, \beta, \hat{h}_{\alpha, \beta}, \hat{g}_{\alpha, \beta}) p(\hat{h}_{\alpha, \beta}) p(\hat{g}_{\alpha, \beta}) \frac{2\pi}{\det^{1/2} D_1} \quad (7)$$

где D_1 – матрица вторых производных функции $\ln p_1(L|\alpha, \beta, h, g)$ в точке $(\hat{h}_{\alpha, \beta}, \hat{g}_{\alpha, \beta})$, взятых с обратным знаком, а D_1^{-1} имеет смысл апостериорной корреляционной матрицы ошибок $(\hat{h}_{\alpha, \beta} - h, \hat{g}_{\alpha, \beta} - g)$.

Применяя аналогичную процедуру, оценим интеграл, стоящий в знаменателе отношения (5):

$$\int_g p_0(L|g) p(g) dg \approx p_0(L|\hat{g}_0) p(\hat{g}_0) \frac{\sqrt{2\pi}}{\det^{1/2} D_0}, \quad (8)$$

где $\hat{g}_0 = \max_g p_0(L|g)$, $D_0 = -\partial^2 \ln p_0(L|g) / \partial^2 g$.

Принимая во внимание (7) и (8), а также равномерный вид законов распределения неизвестных параметров, отношение правдоподобия (5) будет равно:

$$\Lambda = k_D \frac{\sum_{\alpha=0}^{N_{x\alpha}-1} \sum_{\beta=0}^{N_{y\beta}-1} p_1(L|\hat{g}_{\alpha, \beta}, \hat{h}_{\alpha, \beta}, \alpha, \beta)}{p_0(L|\hat{g}_0)}, \quad (9)$$

$$\text{где } k_D = \frac{\sqrt{2\pi} \det^{1/2} D_0}{l_{\max} N_{x\alpha} N_{y\beta} \det^{1/2} D_1}.$$

С учетом модели (4) и принятых допущений на вид функций яркости объекта и фона получим законы распределения наблюдаемого изображения при отсутствии и наличии объекта:

$$p_0(L|g) = k_p \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_\xi^2} \sum_{(i, j) \in R} (l(i, j) - g)^2\right),$$

$$p_1(L|g, h, \alpha, \beta) = k_p \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_\xi^2} \sum_{(i, j) \in G(\alpha, \beta)} (l(i, j) - g)^2 - \frac{1}{2\sigma_\xi^2} \sum_{(i, j) \in H(\alpha, \beta)} (l(i, j) - h)^2\right), \quad (10)$$

где $k_p = (2\pi\sigma_\xi^2)^{-N_x N_y / 2}$, $G(\alpha, \beta) = R / H(\alpha, \beta)$.

Максимально правдоподобные оценки неизвестных параметров $\hat{h}_{\alpha, \beta}, \hat{g}_{\alpha, \beta}, \hat{g}_0$ можно найти из уравнений вида [2]:

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial h} \ln(p_1(L | g, h, \alpha, \beta)) &= 0, \\ \frac{\partial}{\partial g} \ln(p_1(L | g, h, \alpha, \beta)) &= 0, \\ \frac{\partial}{\partial g} \ln(p_0(L | g)) &= 0. \end{aligned} \quad (11)$$

Решая уравнения (11), найдем

$$\begin{aligned} \hat{h}_{\alpha, \beta} &= \sum_{(i, j) \in H(\alpha, \beta)} l(i, j) / S_h, \\ \hat{g}_{\alpha, \beta} &= \sum_{(i, j) \in G(\alpha, \beta)} l(i, j) / S_g, \\ \hat{g}_0 &= \sum_{(i, j) \in R} l(i, j) / N_x N_y, \end{aligned} \quad (12)$$

где $S_h = \text{num}\{H(\alpha, \beta)\}$, $S_g = \text{num}\{G(\alpha, \beta)\}$, $\text{num}\{\dots\}$ – количество элементов (мощность) множества. Принимая во внимание (10), матрицы D_1, D_0 будут равны $D_0 = N_x N_y / \sigma_\xi^2$, $D_1 = \text{diag}(S_h / \sigma_\xi^2, S_g / \sigma_\xi^2)$. Подставив в (9) найденные D_1, D_0 , выражения для $p_1(L | \hat{g}_{\alpha, \beta}, \hat{h}_{\alpha, \beta}, \alpha, \beta)$ и $p_0(L | \hat{g}_0)$ из (10), а также оценки (11), получим:

$$\begin{aligned} \Lambda = & k_\Lambda \sum_{\alpha=0}^{N_{x\alpha}-1} \sum_{\beta=0}^{N_{y\beta}-1} \exp \left(-\frac{1}{2\sigma_\xi^2} \left(\sum_{(i, j) \in G(\alpha, \beta)} (l(i, j) - \hat{g}_{\alpha, \beta})^2 + \right. \right. \\ & \left. \left. + \sum_{(i, j) \in H(\alpha, \beta)} (l(i, j) - \hat{h}_{\alpha, \beta})^2 - \sum_{(i, j) \in R} (l(i, j) - \hat{g}_0)^2 \right) \right), \end{aligned} \quad (13)$$

где $k_\Lambda = \frac{\sqrt{2\pi} \sigma_\xi \sqrt{N_x N_y}}{N_{x\alpha} N_{y\beta} I_{\max} \sqrt{S_h S_g}}$. После упрощения

$$\begin{aligned} \Lambda = & k_\Lambda \sum_{\alpha=0}^{N_{x\alpha}-1} \sum_{\beta=0}^{N_{y\beta}-1} \exp \left(\frac{S_g S_h}{2\sigma_\xi^2 N_x N_y} (\hat{h}_{\alpha, \beta} - \hat{g}_{\alpha, \beta})^2 \right). \end{aligned} \quad (14)$$

Максимальная вероятность правильного обнаружения полезного сигнала на фоне помех при вероятности ложной тревоги, не превышающей фиксированной величины P_{fa} , достигается при использовании критерия Неймана-Пирсона [2, 3]. Применительно к рассматриваемой задаче обнаружения объекта при его неизвестном местоположении на изображении правило принятия решения по критерию Неймана-Пирсона запишется в виде:

$$\sum_{\alpha=0}^{N_{x\alpha}-1} \sum_{\beta=0}^{N_{y\beta}-1} \exp \left(\frac{S_g S_h}{2\sigma_\xi^2 N_x N_y} (\hat{h}_{\alpha, \beta} - \hat{g}_{\alpha, \beta})^2 \right) > \frac{C}{k_\Lambda}, \quad (15)$$

где $C = C(P_{fa})$ – константа, зависящая от допустимой величины ложной тревоги. При выполнении

неравенства (15) в качестве истинной (соответствующей наблюдаемым данным) принимается гипотеза о наличии объекта, иначе – о его отсутствии. Из (15) видно, что для каждого положения объекта необходимо вычислять экспоненту, что при больших размерностях изображения может быть очень затратно. Для уменьшения вычислительной сложности алгоритма, принимая во внимание неравенство $e^{x^2} > 1 + x^2$, перейдем к следующему критерию:

$$\sum_{\alpha=0}^{N_{x\alpha}-1} \sum_{\beta=0}^{N_{y\beta}-1} (\hat{h}_{\alpha, \beta} - \hat{g}_{\alpha, \beta})^2 > \frac{2N_x N_y}{S_g S_h} \left(\frac{C}{k_\Lambda} - N_{x\alpha} N_{y\beta} \right) \sigma_\xi^2, \quad (16)$$

что не приведет к возрастанию вероятности ложных тревог.

Если принято решение о наличии объекта по правилу (15) или (16), оценки координат, определяющие истинное положение объекта на изображении, могут быть найдены как $(\hat{\alpha}_{o\hat{o}}, \hat{\beta}_{o\hat{o}}) = \text{argmax}_{\alpha, \beta} F(\alpha, \beta)$, где $F(\alpha, \beta) = |\hat{h}_{\alpha, \beta} - \hat{g}_{\alpha, \beta}|$. Центр объекта будет расположен в точке $(\hat{\alpha}_c, \hat{\beta}_c) = (\hat{\alpha}_{o\hat{o}} - V_{o\hat{o}} / 2, \hat{\beta}_{o\hat{o}} - W_{o\hat{o}} / 2)$.

Экспериментальные исследования. Экспериментальная проверка алгоритма проводилась на двух тестовых видеопоследовательностях длительностью 250 кадров. Съемка производилась движущимся видеодатчиком. Размеры объекта на первом видеосюжете составляли 7x7 пикселей, отношение сигнал/шум SNR равнялось 5. На втором сюжете размеры объекта составляли 50x40 пикселей с $SNR=12$ (рисунок 1).



Рисунок 1 – Кадр из тестового сюжета

На рисунке 2 приведены графики зависимости частоты правильного обнаружения \hat{P}_{no} от частоты ложных тревог \hat{P}_{lm} .

Среднеквадратическое значение ошибки оценивания координат центра объекта для первого сюжета равно 1,02, для второго – 1,63.

В целом эксперименты показывают, что ре-

шающие правила (15), (16) можно использовать и в случае, когда $g(i, j)$ является медленно меняющимся процессом, но при этом целесообразно ограничивать область, задаваемую $G_{(\alpha, \beta)}$ некоторой прямоугольной зоной, что способствует улучшению характеристик обнаружения. Размеры зоны зависят от яркостной изменчивости фоновой составляющей и площади наблюдаемого объекта.

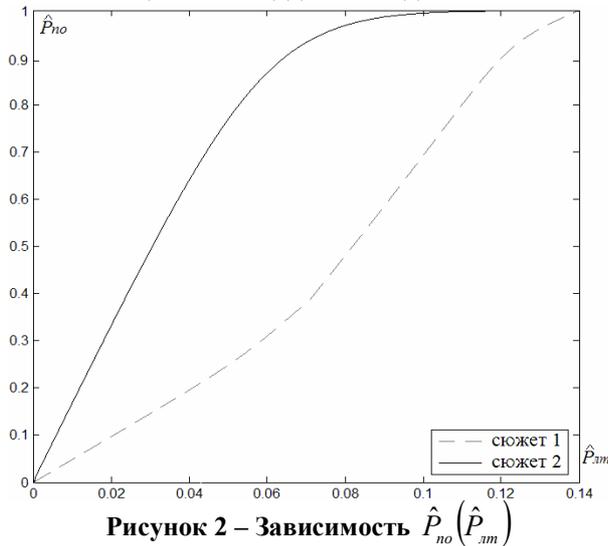


Рисунок 2 – Зависимость \hat{P}_{no} от \hat{P}_{lm}

Заключение. В данной статье был синтезирован алгоритм обнаружения и измерения координат воздушных объектов с одновременной оценкой яркостей объекта и фона. Результаты экспериментальных исследований и невысокая вычислительная сложность предлагаемого алгоритма позволяют рекомендовать его к применению в бортовых системах обработки видеoinформации.

Библиографический список

1. Алпатов Б.А., Блохин А.Н. Модели и алгоритмы обнаружения и выделения движущихся фрагментов изображений // Автометрия. – 1995. – № 4. – С. 100 – 104
2. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. Т.2 – М.: Советское радио, 1975. – 392 с.
3. Репин В.Г., Тартаковский Г.П. Статистический синтез при априорной неопределенности и адаптация информационных систем. – М.: Советское радио, 1977. – 432 с.