УДК 621.391.2

Н. Г. ЛОТОХ, канд. техн. наук, *В. Ю. МУСИЕНКО*

ОБРАБОТКА РАДИОМЕТРИЧЕСКИХ ИЗОБРАЖЕНИЙ, ОСНОВАННАЯ НА ОЦЕНКАХ ПАРЗЕНА — РОЗЕНБЛАТТА

В процессе разработки алгоритмов обработки радиометрических изображений (РМИ), формируемых матричными обзорно-измерительными системами навигации, возникает задача определения среднего значения T_c и дисперсии $\sigma_ф^2$ яркости фона. Проведенные исследования показали, что для этой цели не пригодны, учитывая особенности РМИ, такие устойчивые оценки параметров распределений, как α-усеченные и α-винзоризованные средние, L-оценки, R-оценки. Весьма эффективными в этом случае являются итеративные процедуры, основанные на обработке некоторой функции $\psi(y)$, полученной в результате нелинейного преобразования вариационного ряда элементов $\{T_i\}_{i=1}^N$ РМИ. Однако при этом необходимо определить начальные приближения истинных значений среднего и дисперсии яркости фона (T_{c0} и $\sigma_{ф0}^2$ соответственно). Качество решения данной задачи определяет скорость сходимости итеративной процедуры вычисления истинных значений T_c и $\sigma_ф^2$. Один из возможных методов ее решения основывается на применении парзеновских оценок функционалов от условных распределений. Настоящая статья посвящена применению этого метода для решения задачи определения начальных оценок T_{c0} и $\sigma_{ф0}$.

Отметим основные особенности РМИ:

— наличие на изображении пространственных помех от неустойчивых водных образований;

— малое количество разрешаемых элементов изображения (ЭИ), приходящихся на ориентир объекта навигации, и малое количество ЭИ в формируемом кадре;

— малая информативность изображения вследствие того, что абсолютные уровни выходных сигналов, соответствующие радиояркостным температурам элементов зоны обзора, претерпевают значительные изменения в зависимости от сезонных и погодных условий, из-за чего количество устойчиво различимых градаций яркости практически не превышает трех.

Исходя из особенностей РМИ и в целях упрощения решения задачи на данном этапе, добавим следующие предположения и допущения:

— разбросом чувствительности и коэффициента усиления радиометрических каналов пренебрегаем;

— горизонтальными перемещениями носителя, а также масштабными изменениями элемента разрешения за время формирования кадра пренебрегаем;

— среднеквадратическое отклонение собственного шума канала существенно меньше динамического диапазона приемника;

— фон образован излучением участка суши, ориентир, подлежащий локализации на РМИ, обладает отрицательным по отношению к фону температурным контрастом;

— ориентир и фоновая часть РМИ являются однородными по яркости;

— бо́льшая часть кадра занята сигналами фона.

В момент снятия кадра РМИ мгновенные значения выходных напряжений каналов с помощью АЦП преобразуются в цифровую форму и представляются в виде прямоугольной матрицы

$$T = \begin{bmatrix} T_{11} & \ldots & T_{1b} \\ \vdots & & \vdots \\ T_{a1} & \ldots & T_{ab} \end{bmatrix} \tag{1}$$

размером $a \times b = N$. Малое количество элементов матрицы, соответствующих ориентиру, не позволяет делать выводы о виде распределения его температуры. Яркостная температура ЭИ соответствующих контрастным пространственным помехам в общем случае распределена по закону произвольного вида, но можно показать, что в случае, когда в качестве названных помех выступают неустойчивые водообразования, их яркостные температуры распределены по экспоненциальному закону с параметром $\lambda = \frac{D_э}{D_0 \Delta T_{св}}$, где $D_э$ — диаметр элемента разрешения, D_0 — средний диаметр водообразования, $\Delta T_{св}$ — контраст воды по отношению к окружающему фону. В то же время последние из принятых нами предположений позволяют сделать определенные выводы о виде распределения температур ЭИ, соответствующих фону РМИ. В работе [1] показано, что принятие распределения гауссовым является наиболее «экономным» с точки зрения объема статистических данных. Это соответствует критерию минимума информации, оправданному при прогнозировании высших характеристик на основе знания лишь низших. Ассиметрию реального закона распределения температур можно не учитывать ввиду того, что свойственный однородной структуре фона разброс температур около относительно большой величины математического ожидания сравнительно невелик [1]. Таким образом, учитывия, что в кадре РМИ бо́льшее количество ЭИ соответствуют фону, можно сделать вывод, что от непараметрической задачи оценки распределения температур всей выборки $\{T_i\}_{i=1}^{N}$ ЭИ РМИ мы подошли к задаче определения параметров распределения фона. Однако это будет неверно, поскольку существует изначальная неопределенность отнесения элемента вариационного ряда РМИ к фону, ориентиру или помехе. Следовательно, применение для оценки среднего уровня и дисперсии фона параметрических методов в данном случае недопустимо.

Вышесказанное позволяет нам сделать обоснованный вывод о том, что значению T_c соответствует максимальная плотность распределения температур ЭИ в кадре РМИ. Итак, определив плотности распределения $f_j(T)$ для каждого элемента вариационного ряда $\{T_i\}_{i=1}^{N}$ (N — количество элементов РМИ, т. е. матрицы (1)) и определив номер элемента $L = \operatorname{Arg}\max f_N(T)$, можно утверждать, что значение температуры элемента $T_L = T_{c0}$, т. е. наиболее близко к среднему значению фона T_c.

Плотность вероятности $f_i(T)$ определим с помощью непараметрического метода статистики, основанного на идее определения плотности как математического ожидания δ-функции:

$$f(T) = \int \delta(T - T_0) f(T_0)\, dT_0. \tag{2}$$

Вместо δ-функции используется какое-либо ее «приближение»:

$$\delta(T) \approx \frac{1}{h} K\left(\frac{T}{h}\right), \tag{3}$$

$\left(\text{при } h \to 0\ \frac{1}{h} K\left(\frac{T}{h}\right) \to \delta(T)\right)$ и с помощью этого приближения математическое ожидание $M_T\{\delta(T - T_0)\}$ аппроксимируется средним по выборке

$$f_i(T) \cong \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^{N} K\left(\frac{T - T_i}{h}\right), \tag{4}$$

где h — коэффициент размытости ядра; $K(y)$ — ядро эмпирической плотности вероятности.

Такая оценка плотности для приближения δ-функции с помощью аппроксимации

$$K(y) = \begin{cases} \frac{1}{2} & \text{при } |y| \leqslant 1; \\ 0 & \text{при } |y| > 1 \end{cases} \tag{5}$$

была предложена Розенблаттом [2], а для других видов аппроксимации δ-функции — Парзеном.

Выбор параметра h определяет успех восстановления плотности. Проведенные исследования показывают, что для получения точных оценок плотности, не имея информации о характере распределения, невозможно выбрать оптимальное h. Однако в рассматриваемой ситуации нас интересует не значение плотности для конкретной температуры, а максимальное ее значение, точнее соответствующий ему номер ЭИ вариационного ряда $\{T_i\}_{i=1}^{N}$.

Для определения h воспользуемся полученным в работе [3] выражением

$$h = \sigma\left(\frac{8\sqrt{\pi} A_0}{3}\right)^{\frac{1}{5}}, \tag{6}$$

где

$$A_0 = \frac{\int_{-\infty}^{\infty} K^2(y)\, dy}{N}; \tag{7}$$

$$K(y) = \begin{cases} \frac{1}{4\sqrt{5}} - \frac{3(y^2)}{20\sqrt{5}}, & |y| \leqslant 5; \\ 0 & |y| > 5. \end{cases} \tag{8}$$

Ядро $K(y)$ выбрано из условия минимизации относительной глобальной ошибки:

$$\hat{u}^2 = \frac{1}{Q}\int E\,[\Delta f_N(T)]\,dT, \tag{9}$$

где $Q = \int f^2(T)\,dT$; E — операция усреднения.

Величина σ в выражении (6) — среднеквадратическое отклонение для всей выработки из N элементов.

Интегрируя $K^2(y)$ и с учетом выражения (7) и (8), получаем

$$A_0 = \frac{19\sqrt{5}}{200N}. \tag{10}$$

Таким образом, используя вышеприведенные рассуждения и выражения (4)—(10), решается задача определения начального значения средней температуры T_{c0} фона РМИ.

При определении параметра $\sigma_{ф0}$ будем исходить из факта наличия отрицательного контраста яркостных температур ЭИ, соответствующих контрастным помехам и ориентиру, по отношению к фону. В этом случае можно утверждать, что фону РМИ соответствуют элементы вариационного ряда $\{T_i\}_{i=1}^{N}$ с бо́льшими номерами. Учитывая, что распределение температур фона подчиняется нормальному закону, можно показать, что для оценки параметра $\sigma_{ф0}$ необходимо принять к рассмотрению значения температур T_i, удовлетворяющих условию: $2T_{c0} - T_N \leqslant T_i \leqslant T_N$, **(11)**, где T_N — максимальное значение температуры в вариационном ряду исходной выборки.

Параметр $\sigma_{ф0}$ рассчитывается по формуле

$$\sigma_{ф0} = \sqrt{\frac{1}{N_0^*}\sum_{l=l_0}^{N}(T_l - T_{c0})^2}, \tag{12}$$

где $N^* = N - I_0 + 1$ — количество элементов выборки, относящихся по нашему предположению к фону; I_0 — номер того элемента вариационного ряда $\{T_i\}_{i=1}^{N}$, для которого впервые выполняется условие (11). Полученное значение есть искомое начальное приближение величины $\sigma_ф$.

Таким образом, показано, что применение при обработке РМИ процедуры, основанной на непараметрическом подходе Парзена — Розенблатта и некоторых эмпирических соображениях, в условиях априорной параметрической неопределенности относительно параметров T_c и $\sigma_ф$, позволяет получить их оценки ассимптотически несмещенными.

Данная процедура может быть достаточно легко реализована при обработке результатов натурных экспериментов.

Список литературы: 1. *Левшин В. Л.* Пространственная фильтрация в оптических системах пеленгации. М., 1971. 207 с. 2. *Rosenblatt M.* Remarks on some nonparametric estimates of a density function // Ann. Math. Stat. 1956. Vol. 27, № 3. P. 197—204. 3. *Финкельштейн Е. Я.* Кластерный анализ с помощью критериев, основанных на оценке плотности // Автоматизация анализа и распознавания изображений. Рига. 1980. С. 97—103.

Поступила в редколлегию 03.07.90