РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАУК

СИБИРСКОЕ ОТДЕЛЕНИЕ

АВТОМЕТРИЯ

№ 6 1995

ОБРАБОТКА СИГНАЛОВ И ИЗОБРАЖЕНИЙ

УДК 681.3.019 : 519.2

В. С. Киричук, Н. С. Яковенко

(Новосибирск)

СТРУКТУРНЫЕ АЛГОРИТМЫ АНАЛИЗА ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТИ ИЗОБРАЖЕНИЙ

Описаны алгоритмы поиска объектов по последовательности изображений, базирующиеся на структурном представлении сигнала. Основное внимание уделено поиску сверхслабых объектов. Приведены результаты анализа реальных последовательностей предложенными алгоритмами, оценена их эффективность и вычислительная сложность.

Цель совместного анализа последовательности изображений обычно заключается либо в точном оценивании стационарной части фона, либо в обнаружении перемещающихся объектов и динамически изменяющихся локальных образований. Необходимость совместной обработки совокупности изображений объясняется тем, что покадровая обработка не может выделить слабых по отношению к фону образований при приемлемом уровне ложных тревог.

Модель изображений. Рассматривается задача анализа последовательностей (серий) изображений одной и той же сцены, получаемых с некоторым временным интервалом. В процессе регистрации изображений в силу неидеальности и дискретности систем считывания, вариаций условий регистрации, прецессирования точки съемки возникает ряд мешающих факторов, которые в общем случае сводятся к следующему: изменение геометрии и «яркости» изображений, наличие в каждом кадре случайного шума, перевод изображений в дискретную форму как по координатам, так и по амплитуде:

$$D_t(i, j) = F_t\{M(x_i + \varepsilon_i^t,\ y_j + \delta_j^t)\} + W_t(x_i, y_j) + \Xi_t(i, j), \quad t = \overline{0, N}. \qquad (1)$$

Здесь D_t — результаты измерений; M — стационарная часть регистрируемого изображения; W_t — функция, описывающая динамику изменяющихся областей и образований; $F\{\,\}$ — функция амплитудного преобразования; ε_i^t, δ_j^t — смещение координат узлов дискретной решетки считывания за счет прецессирования системы сканирования и изменения взаимного расположения элементов регистрируемой сцены M (например, перемещение облаков на фоне Земли); Ξ_t — случайный шум, сопровождающий измерения. Необходимо по результатам измерений D_t, $t = \overline{0, N}$, оценить функцию $M(x_i, y_j)$, представляющую собой описание стационарного фона в момент времени $t = N$, проверить гипотезу $H_0 : W(i, j) = 0$, а при невыполнении H_0 оценить параметры функции $W(i, j)$.

Алгоритм. В [1] описан алгоритм, базирующийся на критерии оптимального линейного прогноза (ОЛП) [2], в котором для исключения влияния координатных несовпадений дискретных отсчетов изображений D_t и линейных амплитудных преобразований F в предположении, что M есть реализация стационарного случайного процесса, каждая точка $D_n(i, j)$ представлялась в виде линейной комбинации точек изображений $D_l(i, j)$, выбранных из некоторых подобластей l_p вокруг центров (i, j):

$$\widetilde{M}_{ij} = \sum_l \beta_{lp}(i, j) D_l(i, j) + \alpha(i, j), \qquad \widetilde{W} = D_n - \widetilde{M}. \tag{2}$$

Оценки коэффициентов $\mathrm{B} = \{\beta_{lp}\}$ определялись исходя из критерия ОЛП: $\mathrm{B} = C^{-1}R$, где R — вектор кросскорреляций элементов из областей l_p с точкой (i, j); C — автокорреляционная матрица. Практическое применение этого алгоритма затруднено в силу того, что, как правило, предположение о стационарности M является неправомочным и матрицы $C(i, j)$ зависят от координат и не известны. Поэтому приходится все изображение разбивать на области «постоянства» корреляционной функции, для каждой области осуществлять оценку C и R, определять коэффициенты B, что существенно повышает вычислительную сложность алгоритма.

На практике достаточно часто (например, при обработке последовательности ИК-изображений) возникают ситуации, когда величина случайного шума сравнима с интервалом квантования Δ по амплитуде: $\sigma \approx \Delta$. В этом случае использование непрерывных вероятностных моделей является не совсем корректным.

Так как $M(i, j)$ представляет собой квантованное на $m + 1$ уровень изображение, то допустимо однозначное представление:

$$M(i, j) = \sum_0^m q X_q(i, j), \tag{3}$$

здесь $X_q(i, j)$ — характеристические функции:

$$X_q(i, j) = \{1,\ i, j \in A_q;\ 0,\ i, j \notin A_q\},$$

где A_q — характеристические множества:

$$A_q = \{i, j : M(i, j) = q\}.$$

Тогда

$$D_n(i, j) = F_n\left\{\sum_0^m q X_q(i, j)\right\} + W_n(i, j) + \Xi_{ij},$$

и в предположении монотонности функции $F\{\ \}$ получим

$$D_n(i, j) = \sum_0^m \alpha_q X_q(i, j) + W_n(i, j) + \Xi_n(i, j),$$

где $\alpha_q = F_n\{q\}$ не известны. В рамках гипотезы H_0

$$\widetilde{\alpha}_q = \sum D(i, j) X_q(i, j) / n_q, \tag{4}$$

где n_q — число «единиц» в функции X_q, а оценка функции W допускает представление

$$\widetilde{W}_n(i, j) = D_n(i, j) - \sum_0^m \widetilde{\alpha}_q X_q(i, j). \tag{5}$$

Соотношения (3)—(5) справедливы в случае, когда система считывания идеальна ($\varepsilon_i^t, \delta_j^t = 0$) и функции X_q известны. В рамках данной постановки необходимо оценивать X_q по набору всех предыдущих изображений D_t, $t = 0, n - 1$.

При совместной обработке двух кадров ($n = 1$) характеристические функции приходится оценивать непосредственно по предыдущему кадру:

$$D_{n-1}(i, j) = \sum_{q=0}^{m} X_q(i, j) + \Xi_{ij} = \sum_{q=0}^{m} q\widetilde{X}_q(i, j).$$

Для уменьшения «шумового» искажения $\widetilde{X}_q$ в [3] описан алгоритм подавления шумовой помехи в характеристических функциях на основе перехода к дискретным вероятностным моделям и использования методов математической морфологии.

При совместной обработке нескольких кадров ($n \geq 2$) предполагается использовать ММП для дискретных вероятностных распределений.

Пусть $P\{q\} = P\{\xi_{ij} = q\}$, $q_1 \leq q << q_2$, и «истинное» значение сигнала в произвольной точке (i, j) равно ν, тогда результаты измерений представим в виде

$$d_l = \nu + \xi_l, \quad \text{где } d_l = D_l(i, j), \ \nu = M(i, j), \ \xi_l = \Xi_l(i, j).$$

Совместная плотность распределения L случайных величин $d_0, ..., d_{n-1}$ имеет вид

$$L(\nu) = \sum_{l=0}^{n-1} P\{d_l - \nu\} \tag{6}$$

при условии, что шумы, сопровождающие измерения в различных кадрах, независимы. Осуществляя поиск $\max\limits_{\nu} L(\nu)$, определяем для каждой точки (i, j) оценку $\widetilde{\nu}$.

По сконструированному таким образом изображению $\widetilde{M}(i, j) = \widetilde{\nu}(i, j)$ оцениваем характеристические функции $\widetilde{X}_q(i, j)$:

$$\widetilde{M}(i, j) = \sum q_l \widetilde{X}_l(i, j).$$

Для дальнейшего уменьшения влияния шума на $\widetilde{X}_q(i, j)$ возможно использование алгоритма, приведенного в [3].

Координатное несовпадение изображений и возможность малых изменений взаимного расположения элементов сцены приводят к необходимости оценивания координатных смещений ε_q, δ_q функции X_q.

Использование критерия МНК приводит к минимизации функционала

$$\begin{gathered} \min_{\varepsilon_q, \delta_q} J = \sum_{i,j} \left\{ D_n(i, j) - \sum_q \widetilde{\alpha}_q(\varepsilon_q, \delta_q) X_q(i + \varepsilon_q, j + \delta_q) \right\}^2, \\ \widetilde{\alpha}_q(\varepsilon_q, \delta_q) = \sum D_n(i, j) X_q(i + \varepsilon_q, j + \delta_q) / n_q, \end{gathered} \tag{7}$$

т. е. допускаются независимые координаты смещения каждой из функций X_q. Однако такое предположение является «грубым» в силу того, что в процессе регистрации могут происходить малые искажения геометрии непосредственно функции X_q, которые не описываются одним общим смещением ε_q, δ_q. Поэтому при использовании этого алгоритма приходится либо разбивать изображения на фрагменты и для каждого фрагмента осуществлять полный цикл обработки, либо разбивать функции X_q на компактные множества и для каждого множества находить смещения.

Альтернативный вариант базируется на возможности смещения непосредственно точек изображения D_n. Для каждой точки (i, j) изображения D_n отыскиваем такое смещение функции $X_q(i + \varepsilon_q, j + \delta_q)$, которое обеспечивает

Алгоритм	Дисперсия $\widetilde{W}$	Амплитуда объектов
Внутрикадровая обработка	32	≥ 9
Разность $D_n - D_{n-1}$	$0{,}56 \div 0{,}80$	≥ 6
ОЛП	$0{,}17 \div 0{,}19$	≥ 3
Структурный алгоритм (7)	$0{,}57 \div 0{,}70$	≥ 5
Структурный алгоритм (8)	$0{,}19 \div 0{,}21$	≥ 3

минимальную разность между $D_n(i, j)$ и значением $\widetilde{\alpha}_q(\varepsilon_q, \delta_q)$ при условии, что данная точка принадлежит множеству $A_q(\varepsilon_q, \delta_q)$:

$$\widetilde{W}(i, j) = \min_{\varepsilon_q, \delta_q} \left| D_n(i, j) - \sum_q \widetilde{\alpha}_q(\varepsilon_q, \delta_q) X_q(i + \varepsilon_q, j + \delta_q) \right|. \tag{8}$$

Непосредственно поиск объектов и образований для всех описываемых алгоритмов осуществляется классическими методами фильтрации оценки $\widetilde{W}(i, j)$.

Экспериментальные результаты. Проверка эффективности предложенных алгоритмов осуществлялась на реальных последовательностях изображений земной поверхности, полученных с геостационарных спутников в ИК-диапазоне. Изображения представляли собой двухмерные числовые массивы размером 512×256 точек, квантованные по амплитуде на 64 уровня. Дисперсия стационарной части фона составляла до $20 \div 32$ интервалов квантования Δ, а дисперсия случайного шума — $\sigma_m^2 \approx 0{,}16 \div 0{,}20\Delta^2$. Необходимо по результатам наблюдения выявить изображения подвижных малоразмерных слабоконтрастных объектов (размеры объектов $\approx 2 \div 3 \times 5 \div 7$ точек) с вероятностью $0{,}95 \div 0{,}97$ и уровнем ложных тревог $\approx 5 \times 10^{-5}$. Для определения эффективности и вычислительной сложности алгоритмов обрабатывались серии изображений, полученные при различных условиях наблюдений. Результаты обработки приведены в таблице.

Для сравнения в 1-й строке таблицы приведена амплитуда объектов, выделяемых методами согласованной фильтрации по одному кадру последовательности. Структурный алгоритм, базирующийся на поиске смещений по формуле (7), существенно уступает алгоритму на базе ОЛП. Алгоритм, основанный на критерии (8), практически не уступает по эффективности алгоритму ОЛП, но при этом, как показала программная реализация, сокращает время работы компьютера почти на порядок.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Киричук В. С., Пустовских А. И.** Применение статистических методов в задаче оценивания стационарной части фона по серии изображений // Автометрия. 1988. № 3.
2. **Кендал М. Дис., Стюарт А.** Статистические выводы и связи. М.: Наука, 1973. Т. 2.
3. **Киричук В. С., Косых В. П.** Алгоритм нелинейной фильтрации, основанный на структурном представлении изображений // Автометрия. 1995. № 4.

Поступила в редакцию 5 октября 1995 г.