СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Ефимов В. М., Резник А. Л.** Алгоритмы идентификации фрагментов двух изображений, инвариантные к повороту // Автометрия.— 1984.— № 5.
2. **Киричук В. С., Поташников А. К.** Система цифровой обработки с двухшинной архитектурой // Автометрия.— 1988.— № 2.

Поступила в редакцию 27 декабря 1990 г.

УДК 519.67 : 629.78

Г. И. ПЕРЕТЯГИН

(Новосибирск)

ОБ ОБНАРУЖЕНИИ ГРУППЫ ОБЪЕКТОВ ПЕРЕМЕННОЙ ЯРКОСТИ НА ИЗОБРАЖЕНИИ

Сущность проблемы обнаружения состоит в решении вопроса о наличии или отсутствии заданного объекта (или группы объектов) на изображении. Хорошо известно [1], что процесс оптимального обнаружения сводится к следующим этапам:

— построение ядра фильтра, согласованного с формой объектов и статистикой фона;

— фильтрация изображения заданным ядром;

— селекция локальных экстремумов и принятие решений о соответствии величин экстремумов откликам объектов.

Причем если процедура поиска и выделения объектов заданной формы и яркости достаточно прозрачна (см. [1]), то в ситуации, когда яркость объектов определяется множеством факторов и нет информации о действительном их наличии на анализируемом снимке, требуются достаточно серьезные основания для объявления тех или иных элементов изображения откликами объектов. Формально класс задач такого рода относится к так называемой проблеме соскальзывания (slippage problems [2]), имеющей дело с разработкой критериев идентификации элементов, выделяющихся в некотором смысле из статистически однородного множества. В частности, если число выделяющихся (аномальных) наблюдений априори задано, то можно найти статистически оптимальное правило обнаружения этих наблюдений [3].

При построении статистического критерия, обеспечивающего обнаружение неизвестного числа аномальных выбросов случайного поля, нужна информация о поведении отфильтрованных переменных на «хвостах» их совместного распределения. Если такая информация имеется, то можно провести статистическое сравнение эмпирического распределения с ожидаемым (теоретическим) и выделить области их значимого расхождения. Для решения поставленной задачи здесь привлекается и исследуется метод, разработанный Большевым и Убайдуллаевой [4, 5], позволяющий построить достаточно простой алгоритм селекции выбросов в выборке и, следовательно, выделить статистически значимые отклики объектов на согласованный фильтр.

Везде далее будем полагать U, V и т. д. n^2-мерными векторами, полученными из $[n \times n]$-матриц изображений $[U]$, $[V]$ и т. д. «разверткой» их в одномерную последовательность некоторым регулярным способом (например, по столбцам).

Будем считать, что форма (s) и яркость (a) объектов связаны соотношением

$$s_i(x, y) = a_i s_0(x, y), \quad (x, y) \in \Omega_0, \ i = \overline{1, m}.$$

Фоновое изображение предполагается стационарным гауссовым случайным полем. Селекция объекта заданной формы сводится к скользящей свертке изображения U с ядром согласованного фильтра Φ_{xy} (определяемого формой объекта и корреляционной матрицей элементов изображения U [1]), выделению максимума выходного изображения $V(x, y) = \Phi_{xy}U$ и сравнению $\max\limits_{(x,y)\in\Omega} V(x, y)$ с заданным порогом. Если требуется обнаруживать неизвестное число объектов $\{s_i(x, y), i = \overline{1, m}\}$ с неизвестными значениями яркости a_i, то здесь статистические выводы естественно основывать на анализе величин локальных максимумов изображения $[V]$.

Распределение «высот» локальных максимумов гауссового случайного поля со средним $\langle V \rangle$ и дисперсией E (моделирующего отфильтрованное изображение) известно [6] (вид его определяется величиной параметра δ, связанного с характерной шириной спектра поля $(1{,}5 \leqslant \delta < \infty)$). В частности, при $\delta = 1{,}5$ плотность вероятности высот локальных максимумов $h = H/\sigma_H = (V - \langle V \rangle)/\sigma_H$ имеет вид

$$f(h) = \frac{2\sqrt{3}}{\sqrt{2\pi}} \left(h^2 - 1 + e^{-h^2}\right) e^{-h^2/2}, \quad h \geqslant 0,$$

а при $\delta \to \infty$ предельному распределению соответствует нормальная плотность вероятности $\varphi(h) = e^{-h^2/2}/\sqrt{2\pi}$ (здесь σ_H^2 — дисперсия H). Поскольку δ чаще всего неизвестно, то представляется целесообразным аппроксимировать плотность вероятности преобразованной переменной $z = (H - \langle H \rangle)/\sigma_H$ частичной суммой разложения функции плотности $f(z)$ в ряд по полиномам Эрмита, ограничиваясь первыми тремя членами [7]:

$$f(z) = \varphi(z) - \frac{\widehat{\gamma}}{3!}\varphi^{(3)}(z) + \frac{\widehat{\varkappa}}{4!}\varphi^{(4)}(z),$$

где $\varphi^{(i)}(z)$ — i-я производная $\varphi(z)$; $\widehat{\gamma}$ и $\widehat{\varkappa}$ — соответственно оценки асимметрии и эксцесса эмпирического распределения $f(z)$. В реальных условиях анализируемые фрагменты изображений являются достаточно большими (128×128, 256×256 и т. п.) и можно считать, что оценки моментов распределений практически не отличаются от своих теоретических значений.

Несмотря на то что элементы отфильтрованного изображения $V(x, y)$ коррелированы, нормированные значения локальных максимумов $\{z_i, i = \overline{1, M}$; M — общее число максимумов$\}$ можно считать асимптотически независимыми случайными переменными, причем число максимумов, превышающих высокий уровень C, имеет распределение, близкое к пуассоновскому [8]. Последний факт позволяет для обнаружения аномальных выбросов привлечь метод, разработанный Большевым и Убайдуллаевой [4, 5]. Рассмотрим коротко соответствующие результаты, интерпретируя их необходимым нам образом.

Зададимся числом $\nu > 0$ и определим $C_M(\nu)$ как корень уравнения $1 - F(z) = \nu/M$, где $F(z)$ — функция распределения переменных z_i, $i = \overline{1, M}$. Определим также случайные величины $\{\chi_i, i = \overline{1, M}\}$ равенствами

$$\chi_i = \begin{cases} 1, & z_i > C_M(\nu); \\ 0, & z_i \leqslant C_M(\nu) \end{cases}$$

и пусть $\chi(\nu) = \chi_1 + \chi_2 + \ldots + \chi_M$. Для достаточно широкого класса функций $F(z)$ имеет место слабая сходимость $\chi(\nu)$ к пуассоновскому распределению [4]. В частности, для произвольных фиксированных чисел $0 = \nu_0 < \nu_1 < \nu_2 < \ldots < \nu_{m-1} < \nu_m = \nu$ совместное распределение $\{\chi^k = \chi(\nu_k) - \chi(\nu_{k-1});\ k = \overline{1, m}\}$ при $M \to \infty$ и любых постоянных целых неотрицательных $l_1, l_2, \ldots, l_m$ имеет вид

$$P\left\{\bigcap_{k=1}^{m} (\chi^k = l_k)\right\} = \prod_{k=1}^{m} \frac{(\nu_k - \nu_{k-1})^{l_k}}{l_k!} e^{-(l_k - l_{k-1})} + o(1).$$

Иными словами, случайный процесс $\chi(\nu)$ при $M \to \infty$ сходится по распределению к пуассоновскому процессу интенсивности $\lambda = 1$. Отсюда также следует, что при фиксированном значении $\chi(\nu) - m$ последовательность точек «скачков» $\nu_1 < \nu_2 < \ldots < \nu_m = \nu$ данного процесса в полуинтервале $(0, \nu]$ распределена так же, как вариационный ряд, построенный по $m-1$ независимым случайным величинам, равномерно распределенным в полуинтервале $(0, \nu]$ (ν_i — точка скачка процесса $\chi(\nu)$, если $\chi(\nu_i) = l_i$, $\chi(\nu_i - 0) = l_i - 1$).

Предположим, что максимальное количество объектов на изображении не превосходит m. Зафиксируем нулевую гипотезу H_0, утверждая, что переменные, соответствующие m наибольшим локальным экстремумам $z_{(M)} \geqslant z_{(M-1)} \geqslant \ldots \geqslant z_{(M-m+2)} \geqslant z_{(M-m+1)}$, не содержат откликов объектов, или, другими словами, процесс $\chi(\nu)$ имеет интенсивность $\lambda = 1$. Тогда статистические выводы сводятся к заданию уровня значимости $0 < \alpha \leqslant 1/2$ (вероятности отвергнуть гипотезу H_0, когда она верна) и проверке соотношения

$$\max_{0<\nu_i\leqslant\nu_\nu} \frac{\lambda(\nu_i) - \nu_i}{\nu_i} = \tau(m) \leqslant C_\alpha(m),$$

где $C_\alpha(m)$ — α-квантиль распределения $\tau(m)$ [4]. Практически более удобен видоизмененный критерий, сводящийся к следующему. Пусть $\nu_1 < \nu_2 < \ldots < \nu_m = \nu$ — последовательность m точек скачков пуассоновского процесса $\chi(\nu)$, где

$$\nu_i = M(1 - F(z_{(M-i+1)})),$$

и пусть $t = \min(\nu_1, \nu_2/2, \ldots, \nu_m/m)$. Тогда [4, 5] события $t < \alpha$ и $\tau(m) > C_\alpha(m)$ эквивалентны, и если $t \geqslant \alpha$, то гипотеза о наличии аномальных элементов в выборке $z_{(M)} \geqslant z_{(M-1)} \geqslant \ldots \geqslant z_{(M-m+1)}$ отвергается; если $t < \alpha$, то следует считать, что некоторые элементы из данного ряда не принадлежат к исходному распределению. Конкретно аномальными (соответствующими откликам объектов) объявляются те наблюдения $z_{(M-l+1)}$, которым соответствуют точки скачков ν_l, удовлетворяющие неравенству $t_l = (\nu_l/l) < \alpha$. Данный критерий оказывается независящим от априорной границы m для возможного числа объектов на изображении (при условии, что $m \ll M$ и $\alpha < 0{,}2$ [4]).

Рассмотрим результаты численного эксперимента. Обрабатывалось радиолокационное изображение пересеченной местности, в которое аддитивно были «внесены» объекты с различной амплитудой размером 3 на 7 отсчетов (среднее отношение сигнал/шум равно 1,8). Число объектов 32, число точек изображения $N = 60\,961$, число локальных максимумов $M = 9315$, число тестируемых z-переменных $m = 60$. Приведем значения статистик критерия обнаружения $t_l = \nu_l/l$ в зависимости от нормированных отклонений $z_{(M-l+1)}$ и числа тестируемых локальных максимумов l (так что $\nu_l = M(1 - F(z_{(M-l+1)}))$.

z	5,22	...	4,45	4,35	4,16	4,06	3,96	3,67	3,5
l	24	...	30	31	32	33	34	36	40
t_l	0,0042	...	0,01	0,015	0,031	0,043	0,059	0,14	0,17

Видно, что при $\alpha = 0{,}1$ (величина $t_{34} = 0{,}059 < 0{,}1$) критерий объявляет 34 элемента значимыми выбросами. Фактически из этой группы 30 экстремумов принадлежат откликам объектов и 4 — выбросы фонового изображения. Экспериментальное значение «мощности» критерия (ири заданном уровне «ложных тревог» $P_{\text{лт}} = \alpha m/N = 10^{-4}$) здесь равно 0,93.

В целом практическая проверка изложенной процедуры на большом экспериментальном материале показала, что она во многих отношениях является удовлетворительной и может быть рекомендована в задачах обнаружения групп объектов с вариациями их яркостей.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Ван Трис Г.** Теория обнаружения, оценок и модуляции.— М.: Сов. радио, 1972.— Т. 1.
2. **Дэйвид Г.** Порядковые статистики.— М.: Наука, 1979.
3. **Перетягин Г. И.** Отбор выделяющихся наблюдений и критерии сдвига // Автометрия.— 1977.— № 3.

4. **Большев Л. Н.** Обнаружение грубых ошибок в результатах наблюдений // Междунар. летняя школа по теории вероятностей и математической статистике.— Варна: БАН, 1974.
5. **Убайдуллаева М.** Об отбраковке резко выделяющихся наблюдений // Теория вероятностей и ее применение.— 1974.— **19**, № 4.
6. **Тихонов В. И.** Нелинейные преобразования случайных процессов.— М.: Радио и связь, 1986.
7. **Левин Б. Р.** Теоретические основы статистической радиотехники.— М.: Радио и связь, 1989.
8. **Питербарг В. И.** Асимптотическая пуассоновость числа высоких выбросов и распределение максимума гауссовского однородного поля // Выбросы случайных полей.— М.: МГУ, 1972.

Поступила в редакцию 29 декабря 1990 г.

УДК 621.391.2 : 681.3 : 621.397

В. Н. ФИЛАТОВ

(Ленинград)

ПОИСКОВО-РЕКУРРЕНТНЫЙ АЛГОРИТМ ИЗМЕРЕНИЯ ПАРАМЕТРОВ ДВИЖЕНИЯ ФРАГМЕНТА ТЕЛЕВИЗИОННОГО ИЗОБРАЖЕНИЯ

Задача измерения координат фрагмента изображения для случая постоянства измеряемых параметров решалась в [1]. Оптимальная процедура измерения переменного во времени положения оптического сигнала была получена в [2, 3] на основе метода нелинейной фильтрации. Однако синтез проводился для непрерывного случая при условии высокого отношения сигнал/шум и для большого интервала наблюдения. В данной статье задача синтеза оптимального измерителя параметров движения фрагмента изображения решается без указанных ограничений и с учетом специфики формирования телевизионного сигнала.

Последовательность телевизионных изображений (кадров) представляет собой пространственно-временной дискретный сигнал, характеристики которого изменяются как в плоскости мишени телевизионного датчика, так и во времени.

В цифровом телевидении видеосигнал с выхода датчика подвергается операциям дискретизации и квантования. Если нумеровать отсчеты (дискреты) в кадре в соответствии с направлением движения развертывающей апертуры и записывать полученные последовательности отсчетов в запоминающее устройство, то модель входного сигнала в случае равномерного фона сюжета правомерно записать в виде уравнения наблюдения

$$\mathbf{u}(k) = \mathbf{s}[\boldsymbol{\lambda}(k),\ k] + \mathbf{n}_{\text{н}}(k), \qquad (1)$$

где $\boldsymbol{\lambda}(k)$ — m-мерный вектор-столбец состояния фрагмента изображения; k — номер кадра; $\mathbf{u}$ и $\mathbf{s}$ представляют собой для изображения размером $M \times N$ элементов дискретизации MN-мерные вектор-столбцы входного сигнала и фрагмента; $\mathbf{n}_{\text{н}}$ — MN-мерный вектор-столбец шума наблюдения с характеристиками

$$E\{\mathbf{n}_{\text{н}}(k)\} = 0;$$

$$E\{\mathbf{n}_{\text{н}}(k)\,\mathbf{n}_{\text{н}}^{T}(j)\} = \mathbf{Q}_{\text{н}}(k)\,\delta(k,\ j),$$

E — значок усреднения по ансамблю; $\delta(k,\ j)$-дельта-функция Кронекера; $\mathbf{Q}_{\text{н}}(k)$ — положительно-определенная ковариационная матрица шума наблюдения размером $MN \times MN$.

Процесс изменения координат фрагмента в плоскости телевизионного изображения представим марковским, а уравнение состояния зап