

из конкретного набора производных элементов. Адаптивность достигается регулированием мощности множества  $H_n$  за счет изменения параметра  $v_0$ . Максимальное значение  $v_0$  определяется из условия разделения производных элементов на непересекающиеся классы.

В заключение приведем основные результаты работы:

новый подход к формированию СИП производных элементов изображения удовлетворяет иерархически пирамидальной структуре представления информации;

сконструированная СИП обладает свойством инвариантности относительно аффинных преобразований, что уменьшает избыточность признаков уже на самом нижнем уровне иерархии, т. е. при сканировании изображений;

однозначное соответствие между множеством производных элементов и признаковым пространством позволяет проводить идентификацию производных элементов с высокой достоверностью;

предложенный подход дает возможность формировать признаки для производных элементов, имеющих сложную геометрию контуров.

Перечисленные свойства СИП позволяют строить на их основании высокопроизводительные специализированные средства обработки и распознавания изображений в реальном времени.

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Русын Б. П. Структурно-лингвистические методы распознавания изображений в реальном времени.— Киев: Наук. думка, 1986.
2. Анисимов Б. В., Курганов В. Д., Злобин В. К. Распознавание и цифровая обработка изображений.— М.: Высш. шк., 1983.
3. Васильев В. И. Распознающие системы.— Киев: Наук. думка, 1983.
4. Александров В. В., Горский Н. Д. Представление и обработка изображений: Рекурсивный подход.— Л.: Наука, 1985.
5. Техническое зрение роботов/Под ред. А. Пью.— М.: Машиностроение, 1987.
6. Корольков Д. С., Русын Б. П. Применение спирального метода развертки к распознаванию изображений // V Всесоюз. школа-семинар «Распараллеливание обработки информации».— Львов: ФМИ АН УССР, 1985.

*Поступила в редакцию 26 июля 1988 г.*

УДК 621.391

Е. П. НЕЧАЕВ, А. П. ТРИФОНОВ  
(Воронеж)

#### ОЦЕНКА ПЛОЩАДИ ОПТИЧЕСКИХ ИЗОБРАЖЕНИЙ ПРИ НЕИЗВЕСТНЫХ ИНТЕНСИВНОСТЯХ СИГНАЛА И ШУМА

В [1, 2 и др.] рассматривалась задача оценки площади оптических изображений. При этом интенсивности полезного изображения и шума предполагались априори известными. Однако при практической реализации алгоритмов обработки оптических изображений эти интенсивности, как правило, оказываются известными лишь приближенно. Поэтому представляет интерес определить потери в точности оценки площади за счет незнания интенсивностей сигнала и шума, а также найти способ снижения этих потерь.

Зарегистрированное оптическое черно-белое изображение будем описывать пуассоновским полем случайных точек [1—3]. Для фотоэлектронного приемника эти точки соответствуют вылетевшим электронам, а для фотопленок и фотопластинок — светочувствительным центрам, в которых

поглощены кванты света. Аналогично [1, 2] полагаем, что распределение интенсивности полезного изображения зависит от параметра  $\chi \in [\chi_{\min}, \chi_{\max}]$ , характеризующего его масштаб, а пространственные шумы равномерно засвечивают весь экран (область наблюдения  $G$ ). При этом интенсивность наблюдаемого поля  $N(\xi)$ ,  $\xi = (\xi_1, \xi_2)$ ,  $\xi \in G$ , равна

$$\lambda(\xi) = \lambda_{0s} I(\xi/\sqrt{\chi_0}) + \lambda_{0N}. \quad (1)$$

Здесь  $\lambda_{0s}$  и  $\lambda_{0N}$  — в общем случае неизвестные интенсивности сигнала и шума;

$$I(\xi) = \begin{cases} 1, & \xi \in \Omega; \\ 0, & \xi \notin \Omega; \end{cases} \quad (2)$$

$\Omega$  — область, ограниченная контуром изображения, площадь которой равна  $E_s$ . Если в выбранной системе координат  $(\xi_1, \xi_2)$   $E_s = 1$ , то параметр  $\chi_0$  численно равен площади полезного изображения.

В [1] рассмотрена оценка максимального правдоподобия и предложен способ практической реализации оптимального измерителя, когда значения интенсивностей  $\lambda_{0s}$  и  $\lambda_{0N}$  априори точно известны. При априори неизвестных значениях  $\lambda_{0s}$  и  $\lambda_{0N}$  также возможно использование измерителя [1]. Оценка  $\chi_1$  неизвестной площади  $\chi_0$  будет определяться как положение абсолютного (наибольшего) максимума функции

$$M_1(\chi) = \ln(1 + \lambda_s/\lambda_N) N_x - \lambda_s \chi E_s \quad (3)$$

для  $\chi \in [\chi_{\min}, \chi_{\max}]$ . Здесь  $N_x$  — число точек наблюдаемой реализации пуассоновского поля  $N(\xi)$  в области, имеющей форму полезного изображения с площадью  $\chi E_s$ , а  $\lambda_s$  и  $\lambda_N$  — предполагаемые (прогнозируемые) значения интенсивностей сигнала и фона. В общем случае  $\lambda_s \neq \lambda_{0s}$  и  $\lambda_N \neq \lambda_{0N}$ .

Используя (1), находим математическое ожидание и корреляционную функцию случайного пуассоновского процесса  $N_x$ :

$$\begin{aligned} \langle N_x \rangle &= E_s [\lambda_{0N} \chi + \lambda_{0s} \min(\chi, \chi_0)]; \\ K_N(\chi_1, \chi_2) &= E_s [\lambda_{0N} \min(\chi_1, \chi_2) + \lambda_{0s} \min(\chi_1, \chi_2, \chi_0)]. \end{aligned} \quad (4)$$

Среднее число зарегистрированных точек поля  $N(\xi)$  в области, занимаемой полезным изображением, обозначим  $\mu_0$ ,  $\mu_0 = E_s \chi_0 (\lambda_{0N} + \lambda_{0s})$ . С ростом  $\mu_0$  в окрестности точки  $\chi_0$  распределение процесса  $N_x$  сходится к гауссову [4]. Тогда, учитывая (4), получаем, что при больших значениях  $\mu_0$  процесс  $N_x$  можно аппроксимировать гауссовым марковским процессом [4]. Значит, с ростом  $\mu_0$  функция (3) также сходится к гауссову марковскому процессу. Поэтому для расчета характеристик оценки  $\chi_1$  при больших  $\mu_0$  можно использовать метод локально-марковской аппроксимации [5]. С этой целью найдем коэффициенты сноса  $a_1$  и диффузии  $b_1$  процесса  $M_1(\chi)$  (3). Аналогично [1, 4] получаем

$$\begin{aligned} a_1(\chi) &= \frac{\mu_s}{q} \ln^2 \left( 1 + \frac{\gamma_N q}{\gamma_s} \right) \begin{cases} (1+q) A_1, & \chi < \chi_0; \\ A_1 - B_1, & \chi > \chi_0; \end{cases} \\ b_1(\chi) &= \frac{\mu_s}{q} \ln^2 \left( 1 + \frac{\gamma_N q}{\gamma_s} \right) \begin{cases} 1+q, & \chi < \chi_0; \\ 1, & \chi > \chi_0. \end{cases} \end{aligned} \quad (5)$$

Здесь  $\mu_s = \lambda_{0s} E_s$  — среднее число точек полезного изображения с площадью  $E_s$ ,  $q = \lambda_{0s}/\lambda_{0N}$ ;

$$\begin{aligned} A_1 &= \left[ \ln \left( 1 + \frac{\gamma_N q}{\gamma_s} \right) - \frac{q}{\gamma_s (1+q)} \right] \ln^{-2} \left( 1 + \frac{\gamma_N q}{\gamma_s} \right); \\ B_1 &= q^2 / [\gamma_s (1+q) \ln^2 (1 + \gamma_N q / \gamma_s)]; \end{aligned} \quad (6)$$

$\gamma_s = \lambda_{0s}/\lambda_s$ ,  $\gamma_N = \lambda_{0N}/\lambda_N$  — величины, характеризующие отклонения истинных значений интенсивностей сигнала  $\lambda_{0s}$  и шума  $\lambda_{0N}$  от прогнозируемых значений  $\lambda_s$  и  $\lambda_N$ , которые использовались для синтеза измерителя (3).

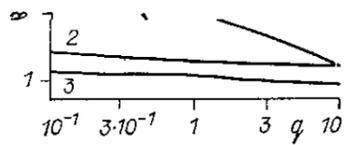


Рис. 1

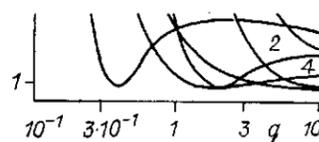


Рис. 2

С ростом  $\mu_s$  оценка  $\hat{\chi}_1$  будет состоятельной только при  $B_1 > A_1 > 0$ . Полагая, что эти неравенства выполняются, найдем характеристики оценки  $\hat{\chi}_1$  из решения уравнения Фоккера — Планка — Колмогорова с коэффициентами (5), (6) и соответствующими граничными и начальными условиями [5]. В результате аналогично [1, 2] для смещения (систематической ошибки) и рассеяния (среднего квадрата ошибки) получаем выражения

$$d(\hat{\chi}_1|\chi_0) = \langle \hat{\chi}_1 - \chi_0 | \chi_0 \rangle = q [(1+q)A_1^3(2B_1 - A_1) - (A_1 + B_1)(B_1 - A_1)^3] [2\mu_s \ln^2(1 + \gamma_N q / \gamma_s) (1+q)A_1^2 B_1^2 (B_1 - A_1)^2]^{-1}; \quad (7)$$

$$V(\hat{\chi}_1|\chi_0) = \langle (\hat{\chi}_1 - \chi_0)^2 | \chi_0 \rangle = q^2 \{ (1+q)^2 A_1^4 [2B_1^3 - (B_1 - A_1)^2 (2B_1 - A_1)] + [2B_1^3 - A_1^2(A_1 + B_1)] (B_1 - A_1)^4 \} [2\mu_s^2 \ln^4(1 + \gamma_N q / \gamma_s) \times (1+q)^2 A_1^4 B_1^3 (B_1 - A_1)^4]^{-1}. \quad (8)$$

Полагая в выражениях (7), (8)  $\gamma_s = \gamma_N = 1$ , получаем как частный случай смещение  $d(\chi_m|\chi_0)$  и рассеяние  $V(\chi_m|\chi_0)$  оценки максимального правдоподобия площади оптического изображения, когда интенсивности сигнала и шума априори точно известны [1]. Проигрыш в точности оценки площади из-за незнания интенсивностей сигнала и фона будем характеризовать отношением

$$\kappa_1 = V(\hat{\chi}_1|\chi_0) / V(\chi_m|\chi_0). \quad (9)$$

На рис. 1 приведены зависимости проигрыша в точности оценки  $\kappa_1(q)$  (9) для различных значений  $\gamma_s$  и  $\gamma_N = 1$ , что соответствует априорно известной интенсивности шума. Кривая 1 рассчитана при  $\gamma_s = 0,5$ ; 2 — 0,8; 3 — 1,2; 4 — 2. Согласно рис. 1 проигрыш в точности оценки площади из-за незнания интенсивности сигнала может быть значительным. Проигрыш в точности оценки при неизвестных интенсивностях сигнала и шума иллюстрирует рис. 2, где приведены зависимости  $\kappa_1(q)$  при различных значениях  $\gamma_s$  и  $\gamma_N$ . Кривая 1 соответствует  $\gamma_s = 2$ ,  $\gamma_N = 0,5$ ; 2 —  $\gamma_s = 0,5$ ,  $\gamma_N = 2$ ; 3 —  $\gamma_s = 1,2$ ,  $\gamma_N = 0,8$ ; 4 —  $\gamma_s = 0,8$ ,  $\gamma_N = 1,2$ ; 5 —  $\gamma_s = 1$ ,  $\gamma_N = 0,5$ ; 6 —  $\gamma_s = 0,5$ ,  $\gamma_N = 1,2$ . Сравнение зависимостей рис. 1 и 2 показывает, что в области малых значений  $q$  незнание интенсивности шума может приводить к существенному увеличению проигрыша в точности оценки.

Для повышения точности оценки площади полезного изображения будем одновременно с площадью оценивать неизвестные интенсивности, которые в рассматриваемом случае являются несущественными (сопровождающими) параметрами [6]. Положим вначале, что прогнозируемая интенсивность шума не очень сильно отличается от ее истинного значения. Тогда для исключения влияния неизвестной интенсивности сигнала необходимо максимизировать функцию (3) по  $\lambda_s$ . В результате получаем, что оценка  $\hat{\chi}_2$  неизвестной площади  $\chi_0$  должна определяться

по положению абсолютного максимума функции

$$M_2(\chi) = \max_{\lambda_s} M_1(\chi) = N_\chi \left[ \ln \left( \frac{N_\chi}{\lambda_N \chi E_s} \right) - 1 \right] + \chi \lambda_N E_s. \quad (10)$$

Сравнение (10) и (3) показывает, что при неизвестной интенсивности сигнала структура измерителя площади оказывается несколько более сложной.

Для больших значений  $\mu_0$  функцию (10) будем аппроксимировать реализацией марковского процесса, поскольку она является результатом нелинейного безынерционного преобразования асимптотически марковского процесса  $N_\chi$ . Следовательно, для расчета характеристик оценки  $\hat{\chi}_2$  можно использовать метод локально-марковской аппроксимации [5]. Полагая, что оценка  $\hat{\chi}_2$  обладает высокой апостериорной точностью, определим коэффициенты сноса  $a_2$  и диффузии  $b_2$  процесса (10). В малой окрестности  $\chi_0$  получаем

$$a_2(\chi) = \frac{\mu_s}{q} \ln^2 [\gamma_N (1+q)] \begin{cases} (1+q) A_2, & \chi < \chi_0; \\ A_2 - B_2, & \chi > \chi_0; \end{cases} \quad (11)$$

$$b_2(\chi) = \frac{\mu_s}{q} \ln^2 [\gamma_N (1+q)] \begin{cases} 1+q, & \chi < \chi_0; \\ 1, & \chi > \chi_0. \end{cases}$$

где

$$A_2 = [\ln \{\gamma_N (1+q)\} - (1 - 1/(\gamma_N (1+q)))] \ln^{-2} [\gamma_N (1+q)];$$

$$B_2 = q [1 - 1/(\gamma_N (1+q))] \ln^{-2} [\gamma_N (1+q)].$$

Из (11) следует, что с ростом  $\mu_s$  оценка  $\hat{\chi}_2$  будет состоятельной, только если  $B_2 > A_2 > 0$ . Полагая, что эти неравенства выполняются, и решая уравнение Фоккера — Планка — Колмогорова с коэффициентами (11), находим смещение и рассеяние оценки  $\hat{\chi}_2$ :

$$d(\hat{\chi}_2 | \chi_0) = q [(1+q) A_2^3 (2B_2 - A_2) - (A_2 + B_2) (B_2 - A_2)^3] \times$$

$$\times \{2\mu_s (1+q) A_2^2 B_2^2 (B_2 - A_2)^2 \ln^2 [\gamma_N (1+q)]\}^{-1}; \quad (12)$$

$$V(\hat{\chi}_2 | \chi_0) = q^2 \{ (1+q)^2 A_2^4 [2B_2^3 - (B_2 - A_2)^2 (2B_2 - A_2)] +$$

$$+ [2B_2^3 - A_2^2 (A_2 + B_2)] (B_2 - A_2)^4 \} \times$$

$$\times \{2\mu_s^2 (1+q)^2 A_2^4 B_2^3 (B_2 - A_2)^4 \ln^4 [\gamma_N (1+q)]\}^{-1}. \quad (13)$$

В частном случае  $\gamma_N = 1$  смещение (12) и рассеяние (13) совпадают соответственно со смещением  $d(\chi_m | \chi_0)$  и рассеянием  $V(\chi_m | \chi_0)$  оценки максимального правдоподобия площади изображения, получаемой с помощью измерителя [1] для априори известных интенсивностей сигнала и шума. Следовательно, если интенсивность сигнала неизвестна ( $\gamma_s \neq 1$ ), а интенсивность шума априори известна ( $\gamma_N = 1$ ), то кривые рис. 1 показывают выигрыш в точности оценки площади при использовании измерителя (10) вместо описанного в [1]. Для  $\lambda_N = \lambda_{0N}$  измеритель (10) обеспечивает получение оценки максимального правдоподобия площади оптического изображения с неизвестной интенсивностью. Однако по мере увеличения отклонения  $\lambda_N$  от  $\lambda_{0N}$  точность оценки  $\hat{\chi}_2$  ухудшается. Снижение точности оценки  $\hat{\chi}_2$  из-за незнания интенсивности шума будем характеризовать отношением

$$\kappa_2 = V(\hat{\chi}_2 | \chi_0) / V(\chi_m | \chi_0). \quad (14)$$

На рис. 3 приведены зависимости  $\kappa_2(q)$  (14) для различных значений  $\gamma_N$ . Кривая 1 соответствует  $\gamma_N = 0,5$ ; 2 — 0,8; 3 — 0,9; 4 — 1,1; 5 — 1,2; 6 — 2. Из кривых рис. 3 следует, что при значениях  $\gamma_N$ , существенно отличных от единицы, незнание интенсивности шума может привести к значительному снижению точности оценки  $\hat{\chi}_2$ .

Для уменьшения потерь в точности оценки площади из-за незнания интенсивности шума будем оценивать интенсивность шума одновременно с площадью и интенсивностью полезного изображения. Запишем с этой целью логарифм функционала плотности вероятности пуассоновского поля [3]

$$L(\chi, \lambda_s, \lambda_N) = - \int_G \lambda(\xi) d\xi + \int_G \ln \lambda(\xi) dN(\xi). \quad (15)$$

Подставим в (15)  $\lambda(\xi)$  из (1) и выполним максимизацию полученного выражения по  $\lambda_s$  и  $\lambda_N$ . Опуская несущественные слагаемые, получим, что оценка максимального правдоподобия  $\hat{\chi}_3$  площади  $\chi_0$  определяется как положение абсолютного максимума функции

$$M_3(\chi) = N_x \ln \frac{N_x}{\chi} + (N_G - N_x) \ln \frac{N_G - N_x}{N_G - \chi}. \quad (16)$$

Здесь  $N_G$  — число точек наблюдаемой реализации поля  $N(\xi)$ , зафиксированных во всей области наблюдения  $G$ ,  $\chi_0 = E_G/E_s$ , а  $E_G$  — площадь области наблюдения.

При больших  $\mu_0$  аналогично (3), (10) функцию (16) будем аппроксимировать реализацией марковского процесса. Коэффициенты сноса  $a_3$  и диффузии  $b_3$  этого процесса в окрестности истинного значения площади  $\chi_0$  имеют вид

$$a_3(\chi) = \frac{\mu_s}{q} \ln^2(1+q) \begin{cases} (1+q)\Gamma_1, & \chi < \chi_0; \\ \Gamma_1 - \Gamma_2, & \chi > \chi_0; \end{cases} \quad (17)$$

$$b_3(\chi) = \frac{\mu_s}{q} \ln^2(1+q) \begin{cases} 1+q, & \chi < \chi_0; \\ 1, & \chi > \chi_0; \end{cases} \quad (18)$$

где

$$\Gamma_1 = \ln^{-1}(1+q) - q(1+q)^{-1} \ln^{-2}(1+q);$$

$$\Gamma_2 = q^2(1+q)^{-1} \ln^{-2}(1+q).$$

Применяя метод локально-марковской аппроксимации [5] и используя (17), (18), находим смещение и рассеяние оценки максимального правдоподобия площади оптического изображения при неизвестных интенсивностях сигнала и шума:

$$d(\hat{\chi}_3|\chi_0) = d(\chi_m|\chi_0); \quad V(\hat{\chi}_3|\chi_0) = V(\chi_m|\chi_0). \quad (19)$$

Здесь  $d(\chi_m|\chi_0)$  и  $V(\chi_m|\chi_0)$  — смещение и рассеяние оценки максимального правдоподобия площади при априори известных интенсивностях сигнала и шума [1]. Согласно (19) в условиях высокой апостериорной точности незнание интенсивности сигнала и шума не влияет на точность оценки максимального правдоподобия площади оптических изображений. Однако измеритель максимального правдоподобия (16) обладает более сложной структурой по сравнению с измерителем (10) или [1]. Согласно (19) кривые рис. 2 показывают выигрыш в точности оценки площади при использовании измерителя (16) вместо измерителя, описанного в [1]. Соответственно кривые рис. 3 показывают выигрыш в точности при использовании измерителя (16) вместо более простого с точки зрения технической реализации измерителя (10).

Таким образом, полученные результаты позволяют сделать обоснованный выбор между измерителями площади оптических изображений [1], (10) и (16) в зависимости от имеющейся априорной информации о значениях интенсивностей сигнала и шума, а также от требований, предъявляемых к точности оценки и к степени простоты технической

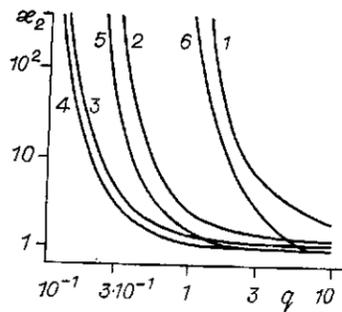


Рис. 3

реализации измерителя. Кроме того, найденные формулы для характеристик оценки (7), (8), (12), (13) позволяют сформулировать требования к точности, с которой должны быть известны интенсивности сигнала и шума при практической реализации измерителей [1] или (10).

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Галун С. А., Зюльков А. В., Трифонов А. П. Оценка площади оптических изображений на фоне шумов // Автометрия.— 1983.— № 1.
2. Нечаев Е. П., Трифонов А. П. Оценка площади пропадающего оптического изображения на фоне шумов // Автометрия.— 1987.— № 3.
3. Федосеев В. И., Широков В. Ф. Обнаружение и оценка положения источника сигнала, модулирующего пуассоновское случайное поле // Изв. вузов. Сер. Радиофизика.— 1975.— 18, № 2.
4. Тихонов В. И. Статистическая радиотехника.— М.: Радио и связь, 1982.
5. Трифонов А. П., Шинаков Ю. С. Совместное различение сигналов и оценка их параметров на фоне помех.— М.: Радио и связь, 1986.
6. Куликов Е. И., Трифонов А. П. Оценка параметров сигналов на фоне помех.— М.: Сов. радио, 1978.

*Поступила в редакцию 22 июля 1988 г.*

УДК 519.68

**В. А. ГОРОХОВАТСКИЙ, В. И. СТРЕЛЬЧЕНКО**  
(Харьков)

#### ФИЛЬТРЫ ДЛЯ ВЫДЕЛЕНИЯ ПРИЗНАКОВ ОБЪЕКТОВ НА ИЗОБРАЖЕНИИ

В системах технического зрения распространены алгоритмы анализ изображений, основанные на иерархическом подходе [1]. Характерной особенностью этого подхода является сжатие информации на каждом уровне иерархии. На нижнем уровне осуществляется отображение изображения на множество локальных признаков, характеризующих изображение на некоторых участках. На других уровнях на основе топологического анализа преобразуются и интерпретируются наборы признаков предыдущих уровней. Иерархический подход позволяет создать эффективные по быстродействию и помехозащищенности алгоритмы с высоким уровнем распараллеливания.

В [2] предложен алгоритм для выделения из фона объектов, характеризующихся скачком градиента на границе. В этом алгоритме на нижнем уровне иерархии обработка двумерного изображения сведена к одномерной. Основной операцией при этом является выделение (обнаружение) участка одномерного сигнала, принадлежащего объекту. Решение о наличии сигнала принимается по величине скачка первой производной в граничных точках объекта. Простейшим фильтром, реализующим эту процедуру, является дифференциальный согласованный фильтр [3]. К его недостаткам следует отнести неустойчивость к флуктуационным шумам и жесткую избирательность к длине обнаруживаемого сигнала. Устранить эти недостатки можно введением в этот фильтр низкочастотного сглаживающего фильтра, обеспечивающего заданное соотношение сигнал/шум на выходе. Отклик фильтра на сигналы заданной длительности должен превышать некоторый порог.

Настоящая работа посвящена обоснованию алгоритма выделения одномерных сигналов как признаков объектов на основе статистически решающих правил.

© 1990 Гороховатский В. А., Стрельченко В. И.