

Проверка приближенных формул для расчета дисперсий $M_2(A)_r$, $M_2(B)_r$ с погрешностью 10% и менее показала, что число слагаемых в сумме и коэффициент d зависят от коэффициентов v_m , S_0 , S , Q . Составлена таблица для выбора коэффициентов n и d , из которой следует, что при расчетах следует выбирать $d = 1,1-2$, $n \leq 97$.

Таким образом, практика подтвердила, что расчеты по приближенным формулам вполне пригодны и позволяют оперативно получать результаты в процессе проектирования анализаторов конечной разности фазы сигнала.

ЛИТЕРАТУРА

1. Вешкурцев Ю. М. Статистическая оценка точности анализатора флуктуаций с контуром в цепи формирования опорного колебания.— Радиотехника и электроника, 1980, т. 25, № 5.
2. Левин Б. Р. Теоретические основы статистической радиотехники.— М.: Сов. радио, 1966.
3. Пашев Г. П., Поршнева В. А., Садовский А. Б. Новые методы обработки информации при высокоточных измерениях отклонений частоты квантовых мер частоты по сигналу образцовой частоты радиостанции РБУ 66 (6) кГц.— Техника средств связи. Сер. Радиоизмерительная техника, 1977, вып. 2 (8).
4. Новицкий П. В. Основы информационной теории измерительных устройств.— Л.: Энергия, 1968.

Поступила в редакцию 4 февраля 1985 г.

УДК 519.24

В. А. ГОРОХОВАТСКИЙ, С. Ф. КАЦАЛАП, Е. П. ПУТЯТИН

(Харьков)

АНАЛИЗ ИЗОБРАЖЕНИЙ В УСЛОВИЯХ ЛОКАЛЬНЫХ ИСКАЖЕНИЙ

В различных областях техники находят применение корреляционно-экстремальные системы анализа изображений, в которых распознавание объектов или оценка параметров объектов на изображении производится путем оптимизации сходства анализируемого изображения с эталоном [1]. Распространение корреляционных методов объясняется их оптимальными свойствами в условиях влияния аддитивных помех, действующих равномерно по всему изображению [2]. При этом величина сходства (корреляции) непосредственно связана со значением функции правдоподобия, зависящей от анализируемого изображения как от параметра [2, 3].

При автоматическом определении местоположения объекта на изображении в корреляционно-экстремальных системах часто возникают трудности из-за частичного локального искажения функции изображения. Такие искажения вызваны «заслонениями» искомого объектов элементами фона, на котором анализируется объект, или действием организованных помех и могут быть названы локальными помехами. Существующие методы вычисления корреляционного сходства и измерения координат по причине их интегрального характера оказываются непомехоустойчивыми к таким искажениям. Имитационные эксперименты показывают [4], что локальное искажение 30% точек изображения снижает вероятность правильного обнаружения объектов до величины 0,5—0,6.

В работе с целью повышения помехоустойчивости алгоритмов измерения координат объектов на изображении разработан подход, связанный с анализом отдельных фрагментов. Обсуждаются вопросы оптимизации алгоритмов.

Построим для множества точек поля зрения D , где определена функция изображения, конечную систему фрагментов D_i , образующую покрытие области D :

$D = \bigcup_{i=1}^s D_i$, s — количество фрагментов (рис. 1). Рассмотрим разбиение множества значений функции изображения $B = \bigcup_{i=1}^s B_i$,

где

$$B_i(x, y) = \begin{cases} B(x, y), & (x, y) \in D_i; \\ 0, & (x, y) \notin D_i. \end{cases}$$

Будем вычислять сходство R изображения B и эталона B_0 с учетом разбиения их на фрагменты D_i как

$$R(B, B_0) = R_2(R_1(B_1, B_{01}), \dots, R_1(B_s, B_{0s})), \quad (1)$$

где $B = \bigcup_{i=1}^s B_i$; $B_0 = \bigcup_{i=1}^s B_{0i}$; R_1 — правило, устанавливающее величину сходства для двух соответствующих фрагментов; R_2 — правило обработки s значений величины сходства, полученных с применением R_1 . Например, в качестве R_1 можно использовать коэффициент корреляции, а R_2 определить как

$$C_{R_2} = \begin{cases} \frac{1}{r} \sum_{i=1}^s C_i P(C_i \geq \delta_1) & \text{при } \frac{r}{s} \geq \delta_2; \\ 0 & \text{при } \frac{r}{s} < \delta_2, \end{cases} \quad (2)$$

где C_{R_2} — величина сходства изображений; C_i — величина коэффициента корреляции между i -ми фрагментами; δ_1, δ_2 — некоторые пороги; $P(C_i \geq \delta_1)$ — предикат, равный единице при $C_i \geq \delta_1$ и нулю в противном случае; r — число коэффициентов, где $C_i \geq \delta_1$. Формула (2) при $\delta_2 = 0$ реализует предложенный нами метод локальных корреляций [4] для решения задачи обнаружения объектов на изображении.

На примере (2) можно заметить, что эффективность использования правила (1) при действии искажений локального характера обусловлена тем, что анализ изображений по фрагментам позволяет принимать решение по той части изображения, где не сказывается действие локальной помехи. Степень помехозащищенности таких алгоритмов обработки определяется рядом факторов: типом правил R_1 и R_2 , величиной размера фрагмента d , значениями порогов δ_1, δ_2 , а также способом разбиения изображения на фрагменты.

Проведение теоретического анализа эффективности предложенного подхода затруднено нелинейным в общем случае характером правила (1). Кроме того, распределение локальных помех на изображении часто бывает неизвестным. Поэтому применение общепринятых методов оптимизации в данном случае не представляется возможным.

Упростим ситуацию и в качестве R_1 как степени сходства выберем меру области совпадения соответствующих фрагментов двух функций (изображения и эталона), а в качестве R_2 — суммарную величину сходства этих фрагментов. Обсудим свойства процедуры (1) при равномерном по изображению действии помехи.

Интуитивно понятно, что чем меньше размеры фрагмента, тем более детальный анализ изображения может быть выполнен и, в частности, точнее отфильтрованы участки, пораженные локальными помехами. Однако с уменьшением размеров фрагмента увеличивается и вероятность его отождествления со случайным фоном. Таким образом, сходство (1) органически содержит конкурирующую ситуацию, при которой стремятся достигнуть минимально возможного размера участка изображения, по которому можно принять надежное решение о соответствии эталону.

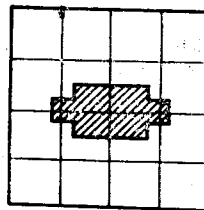


Рис. 1

При этом длительность обработки также зависит от размеров фрагментов [4].

Задачу оптимизации алгоритма, основанного на сходстве (1), можно сформулировать в виде

$$\min_d \mu(d) \quad (3)$$

при ограничениях

$$P(d) \leq P_0; \quad (4)$$

$$T(d) \leq T_0, \quad (5)$$

где $\mu(d)$ — функция, характеризующая отношение сигнал — помеха для локальной помехи в пространственном смысле; $T(d)$ — функция времени вычисления меры сходства; $P(d)$ — функция, характеризующая вероятность случайного совпадения фрагмента изображения размером d с фрагментом случайного фона тех же размеров; P_0, T_0 — заданные константы, с помощью которых вводятся ограничения на достоверность и время обработки.

Конкретизируем задачу для случая дискретных изображений, представленных функциями, принимающими N значений и определенными на дискретном множестве точек. Будем рассматривать тип разбиения, показанный на рис. 1.

Пусть изображение имеет размеры $m \times m$ дискретных элементов, фрагменты — $n \times n$ элементов, значения функций изображения и эталона — равномерное распределение по N уровням. Тогда при условии некоррелированности точек изображения вероятность полного совпадения одного фрагмента с фрагментом случайного фона представляется как $P^* = 1/N^{n^2}$. Вероятность совпадения хотя бы l непересекающихся фрагментов из s при установленном типе разбиения вычисляется по схеме Бернулли:

$$P = 1 - \sum_{i=0}^{l-1} C_s^i (P^*)^i (1 - P^*)^{s-i}.$$

Длительность вычисления меры сходства путем сопоставления фрагментов изображений при последовательной организации вычислений можно характеризовать соотношением [4]

$$T = N(\alpha m^2 + (\beta m^2/n^2)),$$

где α, β — величины, отражающие быстродействие используемого вычислителя (время сложения и умножения).

Определим отношение сигнал — помеха μ как отношение допустимой не искаженной локальной помехой площади изображения к искаженной:

$$\mu = n^2 l / (m^2 - n^2 l),$$

где l — количество неискаженных фрагментов. Зададимся целью минимизировать μ как характеристику площади, по которой принимается решение, с учетом ограничений. В результате задача оптимизации (3)...(5) конкретизируется как

$$\mu(n, l) = \frac{n^2 l}{m^2 - n^2 l} \rightarrow \min_{n, l} \quad (6)$$

при ограничениях

$$\sum_{i=1}^{l-1} C_s^i (P^*)^i (1 - P^*)^{s-i} \geq 1 - P_0; \quad (7)$$

$$N \left(\alpha m^2 + \frac{\beta m^2}{n^2} \right) \leq T_{0\text{н}} \quad (8)$$

$$l = 1, 2, \dots, m^2/n^2.$$

Задача (6)...(8) является нелинейной целочисленной задачей оптимизации, включающей неизвестное заранее число ограничений. Тщательный анализ задачи при конкретном $m = 16$ показывает выпуклость ограничений (7). Исходя из этого, для ее решения можно предложить алгоритм перебора значений n, l, N начиная с некоторых начальных $n = 1, l = 1, N = 2$. Расчеты для конкретного примера (быстродействие ЭВМ ЕС-1050) при $T_0 = 0,1$ с, $P_0 = 0,01$ показали, что оптимальное значение функции (6) имеет место при $l = 2, n = 2, N = 5$. Значение функции цели в этом случае $\mu(n, l) = 8/(256 - 8) = 3,2 \cdot 10^{-2}$.

Таким образом, теоретические расчеты показали, что для изображения 16×16 нужно минимум 8 неискаженных элементов раstra (3,2% площади), чтобы вычисления происходили за время, меньшее 0,1 с, и с достоверностью 0,99. При этом размеры фрагмента — 2×2 элемента. При других требованиях к достоверности или к быстродействию оптимальные размеры фрагмента могут быть получены аналогично.

Отсюда следуют важные выводы относительно эффективности предлагаемого подхода. Если при известном способе вычисления сходства может быть искажено не более 20% от общего количества точек изображения [4], то предлагаемый подход в оптимальном варианте допускает искажение $(100 - 3,2) \approx 97\%$ общего количества точек.

Рассмотрим теперь вопрос оптимизации алгоритмов, основанных на предложенном подходе, при решении задачи обнаружения объекта на изображении. При фиксированном типе разбиения (см. рис. 1), заданных размерах изображения ($m \times m$) и фрагментов ($n \times n$) зададимся целью минимизировать функцию риска, связанную с вычислением меры сходства изображения и эталона путем разбиения их на фрагменты:

$$W = \gamma_1 P_{\text{пр}} + \gamma_2 P_{\text{лт}}, \quad (9)$$

где $P_{\text{пр}}$ — вероятность пропуска объекта; $P_{\text{лт}}$ — вероятность ложной тревоги, а γ_1, γ_2 — штрафы за ошибки (вероятности появления и отсутствия объекта в конкретном измерении приняты равными между собой). В качестве меры сходства изображений возьмем величину (2), а значения порогов δ_1, δ_2 будем без потери общности считать нормированными величинами, изменяющимися на интервале (0,1).

Рассмотрим действие на изображение двух видов помех. Помехи первого вида связаны со свойствами фона и задаются вероятностью P_c случайного совпадения отдельного значения функции объекта и окружающего его фона, помехи второго вида отражают действие локальных искажений и характеризуются вероятностью $P_{\text{ис}}$ искажения в отдельной точке. Так как событие совпадения точек изображения и фона происходит либо естественным образом, либо при действии искажения, то итоговая вероятность совпадения изображения и фона с учетом искажений определяются как $P_* = f(P_c, P_{\text{ис}})$, где f — некоторая функция.

Рассмотрим вероятность случайного совпадения фрагмента изображения и фрагмента фона. Процесс совпадения отдельных точек происходит независимо, поэтому для ее оценки можно применить схему Бернулли. В результате эта вероятность определится как

$$P_1 = \sum_{i=[n^2\delta_1]}^{n^2} C_{n^2}^i P_*^i (1 - P_*)^{n^2-i},$$

где $[\]$ — целая часть числа, стоящего в скобках; δ_1 — порог для величины сходства отдельного фрагмента. Пропуск истинного фрагмента изображения соответствует ситуации, когда из n^2 точек фрагмента искаженными оказываются больше точек, чем число $n^2(1 - \delta_1)$. Значение вероятности пропуска фрагмента определим в виде

$$P_2 = \sum_{i=[n^2(1-\delta_1)]}^{n^2} C_{n^2}^i P_{\text{ис}}^i (1 - P_{\text{ис}})^{n^2-i},$$

где суммирование производится по возможному числу искаженных точек. В силу независимости событий совпадения для отдельных фрагментов вероятность неправильного обнаружения для всего изображения вычисляем как

$$P_{\text{лт}} = \sum_{i=[s\delta_2]}^s C_s^i (P_1)^i (1 - P_1)^{s-i}.$$

Вероятность пропуска изображения объекта найдем как

$$P_{\text{пр}} = \sum_{i=[s(1-\delta_2)]}^s C_s^i (P_2)^i (1 - P_2)^{s-i}.$$

Выражение для среднего риска при конкретных $\gamma_1 = \gamma_2 = 1$ принимает вид

$$W = \sum_{i=[s\delta_2]}^s C_s^i (P_1)^i (1 - P_1)^{s-i} + \sum_{i=[s(1-\delta_2)]}^s C_s^i (P_2)^i (1 - P_2)^{s-i}. \quad (10)$$

Зададимся целью получить минимум (10) по переменным δ_1, δ_2 при фиксированных $m, n, P_c, P_{\text{ис}}$. Целевая функция (10) имеет довольно громоздкий вид, так как переменные δ_1 и δ_2 задают количество членов в суммах. Анализ показывает, что при фиксированном δ_1 первая сумма в (10) с увеличением δ_2 от 0 до 1 убывает, так как количество положительных слагаемых в ней уменьшается. В то же время вторая сумма при этом возрастает. Значит, по переменной δ_2 функция (10) имеет минимум на интервале (0,1). Более сложным представляется анализ функции (10) в зависимости от значения δ_1 .

Естественным выходом из создавшейся ситуации служит численное решение задачи оптимизации на ЭВМ. Оно осуществлялось путем вычисления целевой функции (10) для дискретных значений параметров δ_1, δ_2 , изменяющихся в пределах 0...1. При этом вероятность P_* вычислялась в виде

$$P_* = P_c (1 - P_{\text{ис}}) + P_{\text{ис}} (1 - P_c).$$

В численном примере $m = 16, n = 2, P_{\text{ис}} = 0,01$ и $P_c = 0,25$ минимум оценивался величиной $W = 0,005$, а область соответствующих значений порогов имела вид $0,6 \leq \delta_1 \leq 0,9; 0,4 \leq \delta_2 \leq 0,8$.

Минимизация среднего риска позволяет при фиксированных $m, n, P_c, P_{\text{ис}}$, выбирать область оптимальных значений порогов δ_1, δ_2 .

При проведении экспериментального анализа эффективности подхода (1) в качестве R_1 использовалась мера сходства

$$R_1 = \frac{1}{n^2} \sum_{i,j=1}^{n^2} |B(i, j) - B_0(i, j)|,$$

где n^2 — количество точек фрагмента изображения. Правило R_2 применялось в виде (2). В поле зрения 32×32 координаты эталона размером 16×16 определялись путем поэлементного сканирования. Фрагменты выбраны в виде непересекающихся квадратов размером 4×4 .

На вход алгоритма поступало изображение, в центре которого первоначально располагался эталон. Информационным точкам эталона, заштрихованным на рис. 1, присваивалось значение амплитуды, равное 16, точкам фона — значение 0. По заданному соотношению сигнал — помеха для аддитивных помех $\mu_1 = A/\sigma$, где $A = 16$ — амплитуда сигнала, σ — среднеквадратическое значение нормально распределенной помехи, формировалось зашумленное изображение. Локальные помехи наносились на изображение путем замены его значений (на отдельных участках) значением локальной помехи, принятым равным 16. В эксперименте рассматривалось несколько типов помех, один из которых показан на рис. 2. Соотношение сигнал — помеха μ_2 для локальных помех оценивалось как

$\mu_2 = (Q - Q_n) / Q_n$, где Q_n — количество точек, искаженных действием помехи; Q — количество точек эталона.

Как показали эксперименты, алгоритм, основанный на правиле (1), имеет существенные преимущества перед известным интегральным подходом. Так, для помехи с уровнем $\mu_2 = 4$, показанной на рис. 2, он обеспечивает частоту правильного определения координат объекта, равную 0,9, при соотношении $\mu_1 \geq 9$. В то же время использование интегрального метода при такой помехе вообще бессмысленно, так как частота правильного определения координат объекта близка к нулю.

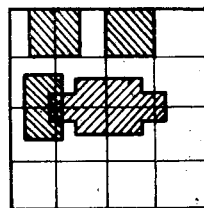


Рис. 2

Еще более существенны преимущества подхода в случае разбиения эталона на фрагменты, получаемые путем поэлементного сканирования окном 4×4 по полю эталона. Эксперименты показали [5], что в предельном случае разработанный подход позволяет определять координаты объекта с вероятностью, равной 0,95, при $\mu_2 \geq 0,4$, что соответствует возможному искажению 70% точек изображения. Для известного интегрального подхода это обеспечивается лишь при 15...20% искаженных точек, что соответствует $\mu_2 \geq 4$.

Как видим, при действии локальных помех предложенные алгоритмы обладают значительно большей помехозащищенностью, чем известные, и позволяют успешно решать широкий круг практических задач анализа изображений.

ЛИТЕРАТУРА

1. Бочкарев А. М. Корреляционно-экстремальные системы навигации.— Зарубеж. радиоэлектроника, 1981, № 9.
2. Красильников Н. Н. Статистическая теория передачи изображений.— М.: Связь, 1976.
3. Васильев В. И. Распознающие системы: Справочник.— Киев: Наук. думка, 1983.
4. Путятин Е. П., Савенков В. А., Кацалап С. Ф., Гороховатский В. А. Метод локальных корреляций при анализе изображений.— В кн.: АСУ и приборы автоматизации. Харьков: Вища шк., 1981, вып. 61.
5. Ковалевский В. А. Локальные и глобальные решения в распознавании изображений.— ТИИЭР, 1979, № 5.

Поступила в редакцию 12 ноября 1984 г.

УДК 535.853.6.001.2

С. Р. БАБУШКИН, И. А. ВОДОВАТОВ, С. А. РОГОВ
(Ленинград)

ВЛИЯНИЕ ОШИБОК ЮСТИРОВКИ НА РАБОТУ СИСТЕМ ОПТИЧЕСКОЙ ОБРАБОТКИ ИНФОРМАЦИИ

Распределение полей в оптических системах, осуществляющих преобразование Фурье и операцию корреляции, исследовалось рядом авторов [1—10]. Вопросы точности юстировки отдельных оптических элементов рассмотрены в [5—7]. Требования к точности установки транспаранта данных в передней фокальной плоскости Фурье-объектива при записи голограмм определены в [5]. В [6] проведен анализ условий восстановления и расчет ГЗУ, использующих голограммы Фурье. Получены выражения для продольного и поперечного смещений и увеличения изображения. В [7] определены требования к точности установки транспаранта данных и фотоматрицы, а также анализируется влияние несогласованности радиусов кривизны опорного и восстанавливающего пучков на качество изображения.