

2. Возможны две концепции кодирования интенсивности синтезированного изображения: а) код интенсивности линейно связан с яркостью воспроизводящего устройства на ЭЛТ, б) код интенсивности линейно связан с логарифмом яркости или пропорционален визуальной яркости.

3. В случае «а» компенсация нелинейности модуляционной характеристики ЭЛТ осуществляется γ -коррекцией типа $U = I^{1/\gamma}$, а устранение эффектов «оконтуривания» в области малых яркостей требует, чтобы код интенсивности был представлен 11—12 двоичными разрядами.

4. В случае «б» возможна наиболее компактная кодировка интенсивности 7—8 двоичными разрядами. Корректное выполнение фильтрации может быть осуществлено двумя способами: либо предварительным потенцированием типа K^I с получением 11—12-разрядного кода и последующей обработкой по концепции «а», либо применением логарифмической арифметики для фильтра и функции γ -коррекции типа $U =$

$$= \left(\frac{K^I - 1}{K - 1} \right)^{1/\gamma}.$$

5. Разрядность цифроаналогового преобразователя зависит от постоянной Вебера — Фехнера, контраста изображения и коэффициента γ в выражении для модуляционной характеристики ЭЛТ и не превышает 8—9 двоичных разрядов для типового значения $\gamma = 2, 4$.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Ковалев А. М., Талныкин Э. А. Машинный синтез визуальной обстановки // Автометрия.— 1984.— № 4.
2. Crow F. C. The aliasing problem in computer-generated shaded images // SACM.— 1977.— N 11.
3. Crow F. C. Advanced image synthesis — anti-aliasing // Advances in Computer Graphics I.— Springer-Verlag, 1986.
4. Yan J. K. Advances in computer-generated imagery for flight simulation // IEEE Comp. Graph.— 1985.— 5, N 8.
5. Schumacker R. A. A new visual system architecture // Proc. Second Interservice/Industry Training Equipment Conf., Nov. 1980.
6. Bunker W. M. Filtering Simulated visual scenes — spatial and temporal effects // Proc. Fourth Interservice/Industry Training Equipment Conf., Nov. 1982.
7. Catmull E. A tutorial on compensation tables // Comput. Graph.— 1979.— 13, N 2.
8. Фолл Дж., ван Дэм А. Основы интерактивной машинной графики.— М.: Мир, 1985.— Кн. 2.
9. Ковалев А. М., Токарев А. С. К оценке производительности алгоритмов фильтрации синтезированных изображений // Автометрия.— 1989.— № 2.
10. Ковалев А. М., Токарев А. С. Фильтрация, дискретизация, коррекция и квантование сигналов в системах синтеза визуальной обстановки.— Новосибирск, 1989.— (Препр./СО АН СССР, ИАНЭ; 419).
11. Телевидение/Под ред. В. Е. Джакович.— М.: Радио и связь, 1986.

Поступила в редакцию 12 февраля 1990 г.

УДК 621.396.96 : 391.2

А. А. БЕЛОКУРОВ, В. С. БЛЮМ
(Ленинград)

РОБАСТНЫЙ АЛГОРИТМ ВЫДЕЛЕНИЯ ГРАНИЦ СЛАБОКОНТРАСТНЫХ ОБЛАСТЕЙ ИЗОБРАЖЕНИЯ

При создании автоматических устройств обработки сигналов и изображений одним из важнейших требований является устойчивость алгоритмов к изменению условий наблюдения. Особенно актуальным это требование становится при решении задач землеобзора, для которых ха-

© 1990 Белокуров А. А., Блюм В. С.

характерна пространственно-временная изменчивость отражающих свойств поверхности и как следствие вариабельность средней интенсивности и статистических характеристик отраженных сигналов.

Устойчивость алгоритмов к случайному медленному изменению интенсивности фона достигается на основе методов подобию, несмещенности, принципа инвариантности, адаптации [1]. Однако в основу таких алгоритмов, как правило, заложена достаточно простая приближенная статистическая модель. При этом даже небольшие отклонения реального закона распределения отраженного сигнала от модели приводят к существенному снижению показателей качества алгоритмов [2]. Обеспечение устойчивости к вариациям закона распределения (робастность) часто достигается за счет применения методов непараметрической статистики [1, 3], однако возникающие при этом усложнение структуры решающего правила и потери в эффективности оказываются не всегда оправданными.

В статье рассмотрен подход к синтезу робастных алгоритмов, позволяющий найти компромиссное решение. Подход основан на возможности расширения идеализированной (базовой) статистической модели наблюдений в рамках параметрического семейства распределений с учетом отклонений, ожидаемых в реальных условиях. Тогда робастные свойства алгоритма для указанного семейства достигаются при инвариантности к априори неизвестным параметрам расширенной модели.

1. Статистическая модель изображения. Для широкого класса радиолокационных изображений (РЛИ) участков земной поверхности в качестве базовой статистической модели распределения амплитуды отраженных сигналов (отсчетов РЛИ) принимается рэлеевская модель [4]. Отклонения от такой модели в реальных условиях проявляются в «утяжелении» хвостов эмпирической плотности распределения, причем степень утяжеления зависит случайным образом от целого ряда внешних факторов [5, 6]. Эмпирическая функция распределения при наличии отклонений удовлетворительно аппроксимируется законом Вейбулла с плотностью

$$p(u) = (bu^{b-1}/\kappa^b) \exp\{-(u/\kappa)^b\}, \quad (1.1)$$

где u — амплитуда отсчета РЛИ; κ — параметр масштаба, функционально связанный с мощностью отраженного от поверхности сигнала и мощностью шума приемного тракта РЛС; b — параметр формы, характеризующий степень отклонения эмпирического распределения от закона Рэлея, $1 < b \leq 2$ [5, 7].

Использование семейства (1.1) в качестве расширенной статистической модели РЛИ позволяет обеспечить робастные свойства алгоритмов обработки за счет инвариантности к неизвестным параметрам κ и b .

2. Синтез алгоритма. В статье рассматривается робастный алгоритм выделения границы статистически-однородных областей на радиолокационном изображении поверхности, обладающих слабым энергетическим контрастом. Типичными примерами такой задачи являются обнаружение границы раздела сельскохозяйственных и лесных угодий с различными культурами, определение зон течений и участков загрязненности водной поверхности при аэрокосмическом зондировании Земли и т. п.

Процедура просмотра РЛИ состоит в последовательном смещении пары смежных, «фоновых» и «контролируемого», фрагментов в поле изображения, из которых формируются выборки $\{u_\phi(i)\}$ и $\{u_\kappa(i)\}$ объемом N независимых отсчетов [8]. Алгоритм основан на сравнении статистических свойств выборок методом «контраста» [1].

Пусть при гипотезе H_0 обе выборки принадлежат одной области изображения и распределены с плотностью (1.1), причем $b_\phi = b_\kappa = b$, $1 < b \leq 2$, $\kappa_\phi = \kappa_\kappa = \kappa$. Альтернативе H_1 соответствует ситуация, когда выборки принадлежат областям РЛИ с различными отражающими свойствами. Для определенности положим, что при последовательном просмотре РЛИ выборка $\{u_\phi(i)\}$ остается на области, определенной как фон,

а $\{u_k(i)\}$ попадает на область, обладающую отрицательным контрастом по отношению к фону, так, что $\kappa_k < \kappa_\phi$. Задача обнаружения граничной точки областей при этом сводится к проверке гипотез

$(H_0: \kappa_k = \kappa_\phi = \kappa)$ изменения масштаба наблюдаемых величин. Тогда в соответствии с [9] критическая область наиболее мощного инвариантного решающего правила имеет вид

$$T(u) = \prod_{i=1}^N f_1[u_\phi(i), u_k(i)]/f_0[u_\phi(i), u_k(i)] > L, \quad (2.2)$$

где

$$f_s = \int_0^\infty \lambda p_s(u_k, u_\phi) d\lambda, \quad s = 0, 1; \quad (2.3)$$

$p_0(\cdot)$, $p_1(\cdot)$ — совместные плотности распределения выборочных значений u_ϕ и u_k при H_0 и H_1 соответственно; $\lambda > 0$ — масштабный множитель; L — пороговая константа, определяемая при заданной вероятности ложного обнаружения α .

Выражения для f_0 и f_1 находятся путем подстановки равенств (1.4) при условиях (2.1) в равенство (2.3):

$$f_1 = b(u_\phi u_k)^{b-1} \left[\frac{\kappa_\phi}{\kappa_k} \right]^b \left[u_\phi^b \left(\frac{\kappa_\phi}{\kappa_k} \right)^b + u_k^b \right]^{-2};$$

$$f_0 = b(u_\phi u_k)^{b-1} (u_\phi^b + u_k^b)^{-2}.$$

Тогда, используя обозначение

$$z_i = [u_k(i)/u_\phi(i)]^b, \quad (2.4)$$

из (2.2) получаем выражение для тестовой статистики:

$$T(u) = \prod_{i=1}^N (z_i + 1)/(z_i + \delta^b),$$

где $\delta = \kappa_\phi/\kappa_k$.

Из найденного выражения следует, что для задачи (2.1) в общем случае не существует равномерно наиболее мощного по параметру δ инвариантного решающего правила. Однако правило, не зависящее от δ при произвольных $N > 1$, может быть получено на базе переменных z_i по принципу минимакса [9]. Показано [10], что если z_i имеет плотность $p(z, q)$ и отношение правдоподобия $p(z, q)/p(z, 0)$ не убывает по z_i , $i = \overline{1, N}$, то решающее правило

$$T_z = \sum_{i=1}^N p(z_i, q^*)/p(z_i, 0) > L_z \quad (2.5)$$

максимизирует минимум мощности при альтернативе H_1^* : хотя бы одно из $q_i > q^* > 0$, где q^* — заданное (граничное) значение параметра q , определяющее зону «нечувствительности» между гипотезами H_0 и H_1 .

Получим выражение для плотности $p(z_i, q)$. Распределение случайной величины $y = u^b$ следует из (1.1):

$$p(y) = \kappa^{-b} \exp(-y/\kappa^b),$$

откуда с учетом (2.4) находим

$$p(z_i, q) = (1 - q)^b [1 + z_i(1 - q)]^{-2}, \quad (2.6)$$

где $q = 1 - \kappa_k/\kappa_\phi$, $0 \leq q < 1$, $q = 1 - \delta^{-1}$. Анализ показывает, что плот-

пость (2.6) удовлетворяет условиям для $p(z, q)$, указанным выше. Тогда, подставляя (2.6) в (2.5) и полагая зону нечувствительности стремящейся к нулю, что определяется условием слабого контраста обнаруживаемых границ областей РЛИ, приходим к решающему правилу

$$T_z(u) = \sum_{i=1}^N u_{\Phi}^b(i) / [u_{\Phi}^b(i) + u_{\kappa}^b(i)] < L_z. \quad (2.7)$$

Порог L_z находится из распределения статистики T_z при H_0 . Поскольку получение точного распределения связано со значительными вычислительными трудностями, воспользуемся его нормальной аппроксимацией, которая следует из аддитивной структуры статистики T_z при $N \rightarrow \infty$. Коэффициенты эксцесса и асимметрии распределения величины $t = u_{\Phi}^b / (u_{\Phi}^b + u_{\kappa}^b)$ равны соответственно $\gamma_t = -6/5$ и $k_t = 0$, что обеспечивает удовлетворительную аппроксимацию истинного распределения статистики нормальным уже при $N \geq 15$. Вычисления показывают, что математическое ожидание и дисперсия статистики T_z при H_0 составляют $M_T = N/2$ и $\sigma_T^2 = N/12$. Тогда пороговое значение L_z определится из равенства

$$\alpha = \int_{-\infty}^{L_z} f_0(T_z) dT_z = \Phi\{(L_z - M_T)/\sigma_T\},$$

откуда

$$\alpha = \Phi\{(L_z - N/2)/\sqrt{N/12}\}, \quad (2.8)$$

а

$$L_z = \sqrt{N/12} \Phi^{-1}(\alpha) + N/2, \quad (2.9)$$

где $\Phi^{-1}(\alpha)$ — функция, обратная интегралу вероятности $\Phi(\alpha)$.

Из выражений (2.7) и (2.9) следует, что полученный алгоритм инвариантен к значениям параметра масштаба, что позволяет его использовать при неизвестных априори и меняющихся в процессе просмотра РЛИ средней интенсивности поля изображения и уровня шумов приемного тракта РЛС.

Вместе с тем алгоритм не обладает робастными свойствами, поскольку значения неизвестного параметра формы входят в выражение для решающей статистики, делая правило структурно-неустойчивым. Указанное обстоятельство затрудняет практическое использование такого алгоритма в автоматических системах обработки изображений.

3. Обеспечение робастности алгоритма. Для обеспечения структурной устойчивости и робастности алгоритма выделения границ при неизвестных значениях параметра формы можно использовать монотонную связь решающей статистики T_z и параметра b при условии ограниченности значений последнего на реальных РЛИ. При этом модификация статистики (2.7) выполняется на основе подхода, аналогичного минимаксному [1, 9].

В модифицированных решающих статистиках значение b целесообразно выбрать равным предельным величинам из диапазона [1, 2]. При этом модифицированные правила проверки гипотез приобретают вид

$$T_{2z} = \sum_{i=1}^N u_{\Phi}^2(i) / [u_{\Phi}^2(i) + u_{\kappa}^2(i)] < L_{z2}; \quad (3.4)$$

$$T_{1z} = \sum_{i=1}^N u_{\Phi}(i) / [u_{\Phi}(i) + u_{\kappa}(i)] < L_{z1}. \quad (3.2)$$

Для обеспечения гарантированного уровня вероятности ложного обнаружения α_r во всем возможном диапазоне изменения параметра формы b распределения (1.1) пороги L_{1z} и L_{2z} следует установить таким образом, чтобы выполнить условие

$$\alpha(\forall b : 1 < b \leq 2) \leq \alpha_r = \min. \quad (3.3)$$

Условие выполняется, если соответствующие пороги будут определены

по «наихудшему» распределению из семейства (1.1). Поскольку связь между T_{1z} , T_{2z} и b монотонна, при определении порогов можно ограничиться рассмотрением только предельных распределений из семейства (1.1), соответствующих $b = 1$ и $b = 2$.

Рассмотрим решающее правило (3.1). При значении $b = 2$ вероятность ложного обнаружения правила определяется равенством (2.8): $\alpha_{22} = \alpha$. Оценим изменение вероятности при $b = 1$, полагая порог L_z фиксированным. При справедливости H_0 величина $z_1 = u_{\kappa}(i)/u_{\Phi}(i)$ имеет распределение

$$p(z_1, 0) = (1 - z_1)^{-2},$$

а математическое ожидание и дисперсия статистики T_{2z} составят $M_{T_{2z}} = N/2$, $\sigma_{T_{2z}}^2 = (\pi - 2)N/8$. Отсюда вероятность ложного обнаружения для T_{2z} при $b = 1$

$$\alpha_{21} = \Phi \left\{ \frac{L_z - N/2}{\sqrt{(\pi - 2)N/8}} \right\} < \alpha_{22},$$

и для выполнения условия (3.3) при любом b необходимо для вычисления порога использовать выражение (2.9).

Проведя аналогичные вычисления для второй модификации статистики (3.2), находим, что условие (3.3) выполняется при выборе L_{z1} в соответствии с равенством

$$L_{z1} = \sqrt{(\pi - 3)N/4} \Phi^{-1}(\alpha_r) + N/2.$$

Таким образом, получены две модификации алгоритма выделения границы раздела однородных областей, обладающих структурной устойчивостью и робастностью при изменении статистических свойств анализируемых участков изображения и вариациях среднего значения интенсивности поля РЛИ.

4. Оценка мощности алгоритмов. При использовании нормальной аппроксимации распределений статистик T_{1z} и T_{2z} функция мощности запишется в виде

$$D(q) = \int_{-\infty}^{L_z} f_1(T) dT = \Phi \left\{ \frac{L_z - M_T}{\sigma_T} \right\}, \quad (4.1)$$

где f_1 , M_T и σ_T — плотность, математическое ожидание и дисперсия распределения соответствующих решающих статистик T при альтернативе H_1 . Получение аналитических выражений для моментов статистик при произвольных b сопряжено со значительными вычислительными трудностями, поэтому ограничимся рассмотрением функций мощности при предельных значениях параметра формы, которые позволяют указать гарантированный диапазон изменения вероятности правильного обнаружения для рассматриваемых алгоритмов при различных объемах выборки и тем самым оценить степень робастности решающих правил. Выражения для $M_T(N, b, q)$ и $\sigma_T(N, b, q)$ получены из распределений соответствующих статистик при H_1 обычным образом и в силу громоздкости здесь не приводятся. Графики функций мощности алгоритмов (3.1) и (3.2), рассчитанные по выражению (4.1) при различных N и b , представлены на рис. 1 и 2 соответственно. Значения контраста на графиках приведены в децибелах в соответствии с равенством $Q = 20 \lg(1 - q)$, вероятность ложного обнаружения задана равной $\alpha_r = 10^{-2}$.

Из приведенных зависимостей следует, что при фиксировании α на уровне $\alpha_r = 10^{-2}$ алгоритм T_{1z} имеет более высокую мощность, чем алгоритм T_{2z} . При увеличении b вероятность ложного обнаружения для обоих алгоритмов снижается относительно уровня α_r , а мощностные характеристики растут и сближаются, становясь при $b = 2$ практически идентичными. При этом алгоритм T_{1z} обладает более высокой степенью робастности, поскольку обеспечивает меньший диапазон изменения вероятности правильного обнаружения при колебаниях b в пределах $1 \leq$

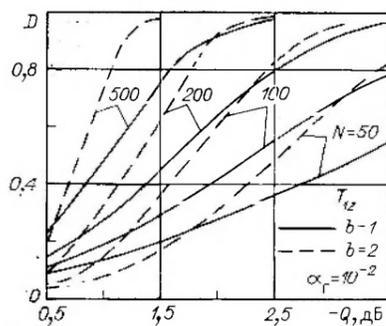


Рис. 1

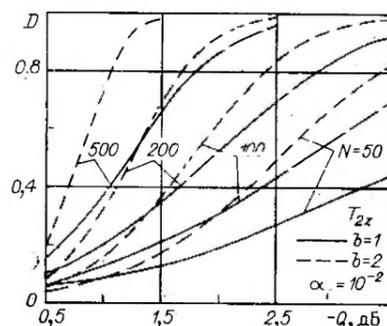


Рис. 2

$\leq b \leq 2$. Так, при обнаружении границы областей с контрастом $Q = -2$ дБ при $N = 100$ и $\alpha_r = 10^{-2}$ диапазон возможных изменений вероятности правильного обнаружения для алгоритма T_1 , составляет $D = 0,42 \dots 0,61$, а для T_2 — $0,32 \dots 0,63$, если параметр формы меняется в пределах $1 \leq b \leq 2$.

Достижение робастности ведет к потерям в мощности алгоритма при истинности рэлеевской модели изображения. По сравнению с алгоритмом, равномерно наиболее мощным для рэлеевской модели [4], алгоритм T_{1z} при указанных ранее условиях имеет потери по контрасту не более 0,7 дБ. Однако в условиях отклонений от рэлеевской модели, описываемых законом (1.1), применение робастного алгоритма дает выигрыш порядка 1,6 дБ, не требуя подстройки порога при заданном α_r . Полученные результаты свидетельствуют о предпочтительности применения робастного алгоритма для решения практических задач.

Заключение. Применительно к задаче автоматической обработки РЛИ поверхностно-распределенных объектов рассмотрен подход, обеспечивающий устойчивость характеристик алгоритмов обработки к случайным изменениям статистических свойств и интенсивности поля изображения. На основе такого подхода построен минимаксный робастный алгоритм обнаружения границы слабоконтрастных областей РЛИ, обладающий инвариантностью к вариациям интенсивности изображения, обеспечивающий заданный уровень вероятности ложного обнаружения при изменении статистических характеристик РЛИ в широких пределах без подстройки порога, а также удовлетворительные мощностные показатели. Фиксированная структура и простота алгоритма делают его пригодным для реализации в автоматических устройствах обработки радиолокационных изображений и двумерных полей аналогичного типа.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Теория обнаружения сигналов/Под ред. П. А. Бакута.— М.: Радио и связь, 1984.
2. Goldstein G. B. False-alarm regulation in log-normal and weibull clutter // IEEE Trans. on Aerospace and Electr. Syst.— 1973.— AES-9, N 1.— P. 84.
3. Красненкер В. М. Стабильные методы обнаружения сигналов на фоне помех // АИТ.— 1980.— № 5.— С. 65.
4. Зубкович С. Г. Статистические характеристики радиосигналов, отраженных от земной поверхности.— М.: Сов. радио, 1968.
5. Ахметьянов В. Р., Белокуров А. А., Пасмуров А. Я. Модели закона распределения амплитуды отраженных от морской поверхности радиолокационных сигналов // Зарубеж. радиоэлектрон.— 1985.— № 1.
6. Шляхин В. М. Вероятностные методы перэлеевских флуктуаций радиолокационных сигналов // Радиотехника и электроника.— 1987.— 32, № 9.
7. Kato Y., Iwabuchi H. Log-normal and weibull-distributed sea clutter // Trans. of the IEECE.— 1988.— E71, N 1.— P. 4.
8. Белокуров А. А. Выбор параметров фрагментов при обработке локально-стационарных случайных полей // Тез. докл. на III всесоюз. конф. «Перспективные методы планирования и анализа экспериментов при исследовании случайных процессов и полей».— М.: МЭИ, 1988.
9. Гаек Я., Шидак З. Теория ранговых критериев.— М.: Наука, 1971.

10. Прокофьев В. П. Обнаружение сигнала по нестационарным наблюдениям из гамма-распределения с меняющимися параметрами // Радиотехника и электроника. — 1978. — 23, № 2.

Поступила в редакцию 2 февраля 1990 г.

УДК 681.327.23

А. А. БУЧНЕВ, В. Ф. МИНИЦ, В. Г. СИЗЫХ
(Новосибирск)

ДИСПЛЕЙНАЯ СТАНЦИЯ ГАММА-7.1

Дисплейная станция ГАММА-7.1 предназначена для использования в системах автоматизации проектирования, при решении задач обработки изображений, математического моделирования, управления технологическими процессами и т. д., а также в качестве персональной ЭВМ.

Основные технические параметры: экранное разрешение 1024×768 дискрет для прогрессивной развертки монитора с частотой кадров 50 Гц и 1024×640 дискрет для развертки монитора 60 Гц; общий размер изображения 1024×1024 пикселей; объем видеопамати 1 Мбайт; количество градаций яркости или цветов 256; количество возможных цветов и оттенков 2^{24} ; минимальное время отображения пиксела 20 нс; максимальный темп видеовывода 50 Мбайт/с; скорость генерации векторов 640 нс/пиксел; время генерации символа (литерная площадка 7×9 дискрет) 140 нс; скорость стирания одной или всех плоскостей видеопамати или скорость раскраски больших площадей 80 нс/пиксел; средства диалога — клавиатура и трекбол; количество аппаратных масштабов 4; тип интерфейса с главной ЭВМ любой в стандарте аппаратных средств шины МПИ.

Дисплейная станция (ДС) выполнена по двухпроцессорной архитектуре, позволяющей разделить и распараллелить процессы обработки высокоуровневого описания графических данных и генерации их растрового представления, повысив тем самым интерактивность дисплейной системы в целом. ДС состоит из дисплейного процессора (ДП) (который имеет канал связи с главной ЭВМ, средства графического диалога, запоминающее устройство на гибких или жестких дисках и другую периферию), графического процессора (ГП), содержащего генератор векторов, видеопамати, видеовывода, таблицы цветности и монитора цветного изображения растрового типа (рисунок).

В функции дисплейного процессора входят прием, хранение, генерация, видовые преобразования и передача структурированного дисплейного файла. Получаемая в результате видовых преобразований линейная последовательность графических примитивов, наряду с другими директивами протокола «дисплейный процессор — графический процессор», образует программу, предназначенную для исполнения графическим процессором.

Другими функциями дисплейного процессора являются: обеспечение символьно-графического диалога; обслуживание периферийных устройств; поддержка взаимодействия с главной ЭВМ; выполнение прикладной программы.

В качестве ДП может использоваться любая микроЭВМ универсального назначения, имеющая магистраль МПИ («Электроника МС 1201.02», «Электроника МС 1211», «Электроника МС 1212» и др.).

Основное назначение ГП — скоростное функционально-растровое преобразование графических примитивов и генерация пикселей в видеопамати.