

Оценка разрешающей способности материалов космической съемки на основе их статистического анализа

В.В. Еремеев, П.А. Князьков

*Рязанский государственный радиотехнический университет
390005, г. Рязань, ул. Гагарина, 59/1
e-mail: gislab@org.etr.ru; тел./Факс (4912)46-03-72*

Представлены методики оценки пространственной и радиометрической разрешающей способности космических изображений. Основы методики оценки линейного разрешения составляют: анализ контрастных границ яркостных перепадов, нормализация функций рассеяния края, полученных по набору фрагментов, и комплексирование результатов статистического анализа. В основу методики оценки радиометрического разрешения положено свойство независимости ненулевых отсчетов автокорреляционной функции от аддитивного некоррелированного шума. Другим конструктивным элементом этой методики является введение параметрически настраиваемой модели автокорреляционной функции в зависимости от статистических свойств видеоданных. Рассмотрены вопросы метрологической аттестации предложенных методик, получены достоверные оценки точности решения поставленных задач.

Ключевые слова: дистанционное зондирование, космические изображения, пространственное разрешение, функция рассеяния края, функция рассеяния линии, радиометрическое разрешение, статистический анализ.

Введение

Космические изображения земной поверхности находят широкое применение во многих областях человеческой деятельности. Как и любой другой информационный продукт, спутниковые изображения должны сопровождаться показателями качества, которые определяют возможность их использования по назначению. Важнейшими показателями качества космических изображений являются пространственное и радиометрическое разрешение. Первая характеристика определяет наименьшие размеры объектов, которые еще наблюдаются на изображении. Радиометрическое разрешение обычно измеряется отношением сигнал/шум и характеризует меру различимости полезного сигнала на фоне шума. В процессе проектирования систем формирования изображений оценка этих характеристик осуществляется в лабораторных условиях путем подачи на их вход опорных сигналов и специальных мир. В процессе эксплуатации систем дистанционного зондирования Земли (ДЗЗ) выполнить эти операции возможно, используя тестовые объекты и полигоны [1-3], однако такой подход трудно реализуем на практике и обладает узкой ориентацией на конкретную систему ДЗЗ.

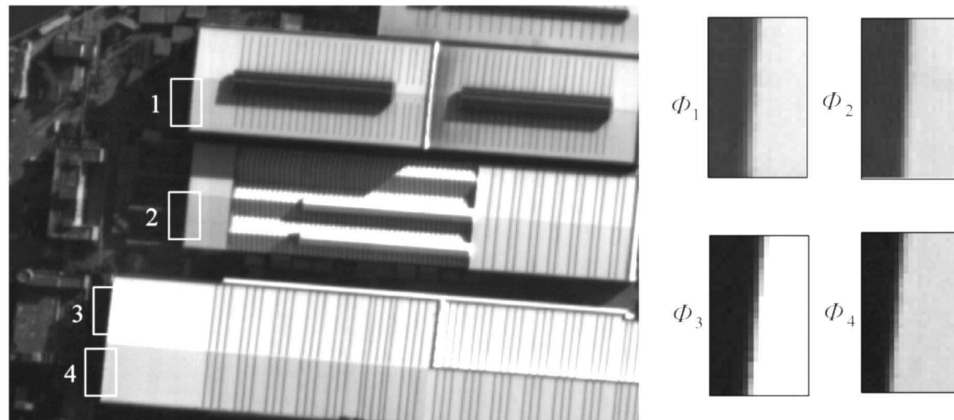
В настоящей работе рассматривается методика оценки пространственного разрешения изображения, основанная на последовательном выполнении следующих действий. Сначала на изображении отбираются два набора фрагментов $\Phi_B \in \{\Phi_{Bk}, k = \overline{1, K}\}$ и $\Phi_G \in \{\Phi_{Gl}, l = \overline{1, L}\}$, содержащих соответственно вертикально и горизонтально ориентированные контрастные границы однородных по яркости объектов (например, крыши домов на границе с тенью). Поскольку операции обработки фрагментов Φ_B и Φ_G абсолютно идентичны, то в дальнейшем индексы «В» и «Г» опустим, используя: $\Phi \in \{\Phi_k, k = \overline{1, K}\}$. Далее формируются аналитические описания границ перепадов яркости

$X \in \{X_k(m), k = \overline{1, K}\}$, где $X_k(m)$ – функция границы для k -го фрагмента, m – номер строки фрагмента. Затем определяется функция рассеяния края $G(x)$ в результате комплексирования результатов измерений по множеству фрагментов после предварительного приведения их к единому углу наклона границ и к единым нижнему и верхнему уровням яркости. На заключительном этапе осуществляется кусочно-полиномиальная аппроксимация $G(x)$, формирование функции рассеяния линии как $F(x) = dG(x)/dx$ и частотно-контрастной характеристики $T(f) = |\Omega(f)|/|\Omega(0)|$, где $\Omega(f) = \tau[F(x)]$, τ – преобразование Фурье.

В работе также рассматривается методика оценки дисперсии аддитивного независимого шума на изображениях на основе известного свойства автокорреляционной функции (АКФ): $\hat{K}_0 = K_0 + D_\varepsilon$; $\hat{K}_\tau = K_\tau$ при $\tau=1,2,\dots$, где \hat{K}_τ и K_τ – зашумленные и не зашумленные отсчеты АКФ, D_ε – дисперсия шума. Вначале отбираются однородные по яркости фрагменты изображения $\Phi \in \{\Phi_s, s = \overline{1, S}\}$. Для каждого столбца отобранных фрагментов вычисляется АКФ. В качестве аналитической модели АКФ в работе обоснован выбор трехпараметрической модели $K_\tau = a + c\tau^\gamma$, для которой параметры a и c определяются по отсчетам \hat{K}_1 и \hat{K}_2 , а параметр γ – из условия минимизации ошибки оценки D_ε .

Методика оценки пространственной разрешающей способности

Пусть по реальному изображению сформирован набор фрагментов $\Phi \in \{\Phi_k, k = \overline{1, K}\}$, содержащих контрастные вертикально ориентированные границы. На рис. 1 представлен пример такого набора. Основным требованием здесь является наличие резкого перепада яркости на границе однородных областей и пересечение границей верхней и нижней сторон фрагмента.



Формирование аналитических описаний резких краев

Для сформированного набора фрагментов $\Phi \in \{\Phi_k, k = \overline{1, K}\}$ находятся аналитические описания резких краев яркости $X \in \{X_k(m), k = \overline{1, K}\}$. Для этого сначала в каждой строке определяется пиксель, содержащий резкий край с помощью индикатора яркостного перепада $\gamma_{kmn} = |B_{kmn}^I - B_{kmn}^{II}|$, где B_{kmn}^I и B_{kmn}^{II} – средние значения отсчетов яркости в левой и правой

частях скользящей апертуры, имеющей четное число элементов $2a$ (рис. 2). Положение контура в каждой строке уточняется до долей пикселя как «центр тяжести»:

$$N_{km} = \frac{\sum_{i=i_{km}-a-1}^{i_{km}+a+1} i \gamma_{kmi}}{\sum_{i=i_{km}-a-1}^{i_{km}+a+1} \gamma_{kmi}}, \text{ где } i_{km} = \arg \max_n (\gamma_{kmi}).$$

На основе координат (m, N_{km})

по МНК находятся аналитические описания резких краев $X_k(m) = \sum_{i=0}^S a_{ki} m^i$, $k = \overline{1, K}$.

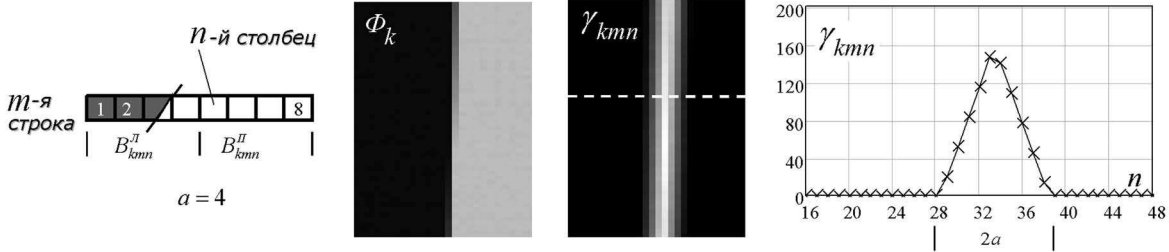


Рис. 2. Слева направо: индикатор перепада γ_{kmi} ; фрагмент Φ_k , изображение индикатора γ_{kmi} для Φ_k , профиль выделенной строки на изображении γ_{kmi} для $n \in [16 \dots 48]$

Получение функции рассеяния края

На основе $X \in \{X_k(m), k = \overline{1, K}\}$ осуществляется восстановление функции рассеяния края (ФРК) $G_k(x)$ как $G_k(n - X_k(m)) = \Phi_k(m, n)$, $m = \overline{1, M_k}$, $n = \overline{1, N_k}$, $k = \overline{1, K}$. Аргументом функции $G_k(x)$ является расстояние от пикселя фрагмента до перепада по оси n , а ее значением – яркость этого пикселя. При переходе от одной строки к соседней пиксели приближаются или удаляются от наклонной границы на субпиксельные расстояния, чем и достигается формирование ФРК с высокой точностью.

Для комплексирования результатов измерений $G_k(x)$, $k = \overline{1, K}$, с уровнями яркости $G_{Лk}$ и $G_{Пk}$ они приводятся к единым нижнему $G_{Л}$ и верхнему $G_{П}$ уровням:

$$\hat{G}_k(x) = \left(\frac{G_{Л} - G_{П}}{G_{Лk} - G_{Пk}} \right) (G_k(x) - G_{Лk}) + G_{Л}, \quad k = \overline{1, K}, \quad (1)$$

где $\hat{G}_k(x)$ – скорректированные ФРК.

Кроме этого, $G_k(x)$, $k = \overline{1, K}$, необходимо привести к единому углу наклона границы $\theta = \pi/2$. Можно показать [4], что при «наползании» эллипсоидальной апертуры с полуосями a и b на границу, наклоненную к горизонтальной оси под углом θ_k , следует

изменить масштаб $\hat{G}_k(x)$ по оси x в $\mu_{\theta_k} = \sqrt{1 + (b/a)^2 \text{ctg}^2 \theta_k}$ раз. В результате формиру-

ется искомая функция рассеяния края $G(x) = \bigcup_{k=1}^K \hat{G}_k(x \mu_{\theta_k})$, которая содержит измерения

от всех фрагментов. На основе полученных с высокой детальностью отсчетов $G(x)$ последовательно находятся отсчеты функции рассеяния линии (ФРЛ), частотно-контрастной характеристики (ЧКХ) и оценивается линейное разрешение (ЛР) изображения.

Определение ФРЛ, ЧКХ и ЛР

Формально ФРЛ $F(x) = dG(x)/dx$. В тоже время $G(x)$ представили выше как набор точек, определенных в общем случае в нерегулярной решетке. Исследованы различные подходы фильтрации измерений, составляющих $G(x)$ [4]. Установлено, что наилучшие результаты обеспечивает кусочно-полиномиальный подход. В области определения ФРЛ задаются регулярно расположенные узловые точки x_0 , используемые как центральные точки скользящей апертуры с размером $2a$. На основе точек $G(x)$, попавших в апертуру, по МНК строится полином $P(x) = p_0 + p_1(x - x_0) + p_2(x - x_0)^2 + p_3(x - x_0)^3$, коэффициенты которого определяются из условия $\sum_i [P(x_i) - G(x_i)]^2 = \min$, $x_i \in [x_0 - a, x_0 + a]$. Уточненное значение отсчета ФРК в центральной точке апертуры x_0 определяется коэффициентом p_0 , а отсчет ФРЛ как $F(x_0) = \left| \frac{dP(x)}{dx} \right|_{x=x_0} = p_1$.

ЧКХ $T(f)$, как уже отмечалось, находится путем нормирования модуля частотного представления ФРЛ. Линейное разрешение R видеоданных определяется полупериодом частоты $f_{0,5}$, на которой исходный контраст ЧКХ $T(f)$ уменьшился наполовину: $R = 0,5/f_{0,5}$.

Методика оценки радиометрической разрешающей способности

Центральным вопросом при решении этой задачи является высокоточная оценка дисперсии шума. Эта операция основана на экстраполяции значения нулевого отсчета АКФ K_0 по не зашумленным отсчетам K_1, K_2 . В работах [4, 5] исследованы несколько моделей АКФ, в частности, три модели вида

$$K_\tau = ae^{-c\tau^\gamma}, \quad K_\tau = a/(1+c\tau^\gamma), \quad K_\tau = a + c\tau^\gamma, \quad (2)$$

в которых параметр $\gamma = 2$. Рассмотрим более общий случай, при котором γ подбирается таким, чтобы выражения (2) были более адекватными реальным АКФ видеоданных, а параметры a и c находятся по отсчетам K_1 и K_2 .

Покажем, что путем соответствующих преобразований отсчетов функции K_τ , $\tau = 1, 2$, показательная и дробно-рациональная модели АКФ сводятся к степенной. Действительно, из первого выражения (2) следует: $L_\tau = \ell_0 + c\tau^\gamma$, где $L_0 = \ln \hat{K}_0$, $L_1 = \ln K_1$, $L_2 = \ln K_2$; $\ell_0 = L_1 + (L_1 - L_2)x$, $c = (L_2 - L_1)x$, $x = (2^\gamma - 1)^{-1}$, т.е. первое выражение в (2) является

степенной моделью по отношению к логарифмам отсчетов АКФ. Дробно-рациональная модель также легко приводится к степенной: $R_\tau = r_0 + c\tau^\gamma$, где $R_0 = 1/\hat{K}_0$, $R_1 = 1/K_1$, $R_2 = 1/K_2$; $r_0 = R_1 + (R_1 - R_2)x$, $c = (R_2 - R_1)x$. Поэтому все дальнейшие рассуждения будем выполнять применительно к степенной модели $K_\tau = a + c\tau^\gamma$, полагая, что они в равной степени могут быть отнесены и к показательной и к дробно-рациональной моделям.

Определение оптимального параметра γ

Выберем на изображении один или несколько однородных по яркости прямоугольных участков, считая, что i -й столбец, $i = \overline{1, N}$, формируется i -м фотоприемным элементом видеодатчика. Каждый фотоприемный элемент обладает вполне определенными передаточными характеристиками (чувствительностью и темновым сигналом). Полагая, что дисперсия шума D_ε для выбранного участка неизменна, определяем параметр γ из условия:

$$R = \sum_{i=1}^N (\hat{K}_{0i} - a_i - D_\varepsilon)^2 = \min, \quad (3)$$

где $a_i = K_{1i} + (K_{1i} - K_{2i})x$, $x = (2^\gamma - 1)^{-1}$, K_{1i} , K_{2i} – значения АКФ для i -го столбца изображения при $\tau = 1, 2$. Значения K_τ , найденные по столбцам изображения, не зависят от параметров линейных передаточных характеристик фотоприемных элементов видеодатчика. Выражение (3) определяет такое значение γ , при котором минимизируется разброс оценок дисперсий шума, найденных для множества столбцов. Искомые параметры D_ε и x определяются из системы

$$dR/dD_\varepsilon = 0, \quad dR/dx = 0. \quad (4)$$

Первое уравнение дает соотношение

$$D_\varepsilon = \overline{\hat{K}_0} - \overline{K_1} - (\overline{K_1} - \overline{K_2})x, \quad (5)$$

где черта над переменными означает операцию усреднения по множеству столбцов. Второе равенство из (4) приводится к виду:

$$\overline{K_{0i}K_{1i}} - \overline{\hat{K}_{0i}K_{2i}} - D_\varepsilon(\overline{K_{1i}} - \overline{K_{2i}}) - \overline{K_{1i}(K_{1i} - K_{2i})} - (\overline{K_{1i} - K_{2i}})^2 x = 0. \quad (6)$$

Подставляя (5) в (6), получим x :

$$x = \left[\overline{\hat{K}_0 K_1} - \overline{\hat{K}_0 K_2} - (\overline{K_1} - \overline{K_2}) \left(\overline{\hat{K}_0} - \overline{K_1} \right) - \overline{K_1^2} + \overline{K_1 K_2} \right] / \left[(\overline{K_1 - K_2})^2 - (\overline{K_1} - \overline{K_2})^2 \right]. \quad (7)$$

Подставив (7) в (5), найдем D_ε . Параметр модели АКФ γ определяется из выражения $x = (2^\gamma - 1)^{-1} : \gamma = \frac{1}{\ln 2} \ln \left(1 - \frac{1}{x} \right)$.

Оценка дисперсии шума по адаптивной модели АКФ

Точность оценки дисперсии шума D_ε можно повысить, если исходный набор видеоданных определенным образом разбить на K отдельных групп, найти для каждой k -й группы оптимальное значение параметра модели АКФ γ_k , $k = \overline{1, K}$, выполнить оценки дисперсий $D_{\varepsilon k}$ и на основе их определить итоговую D_ε . То есть в данном случае модель адаптируется путем изменения параметра γ_k , $k = \overline{1, K}$, для каждой группы в зависимости от ее статистических свойств. Поскольку параметр γ характеризует поведение АКФ, то логично упорядочить столбцы исходного набора данных по мере возрастания γ_i , $i = \overline{1, N}$. После чего упорядоченный набор столбцов разбить на K групп и выполнить для них оценку γ_k , $k = \overline{1, K}$. Для этого вначале определяется оптимальное значение γ для всего набора данных и затем на его основе по критерию (3) для каждого столбца оценивается γ_i как

$$\gamma_i = \frac{1}{\ln 2} \ln \left(\frac{a_i - K_{2i}}{a_i - K_{1i}} \right), \quad i = \overline{1, N}. \quad (8)$$

Упорядоченный набор столбцов разбивается на K групп так, чтобы диапазоны изменения параметра γ в каждой группе были бы примерно равными.

Параметры модели $K_{k\tau} = a_k + c_k \tau^{\gamma_k}$ для каждой k -й группы определяются из условия

$$R = \sum_k \sum_i \left(\hat{K}_{0ki} - a_{ki} \right)^2 - \left(\bar{K}_0 - \bar{a} \right)^2 = \min, \quad (9)$$

где $a_{ki} = K_{1ki} + (K_{1ki} - K_{2ki})x_k$, $\bar{a} = \bar{K}_1 + \frac{1}{K} \sum_K (\bar{K}_{1k} - \bar{K}_{2k})x_k$, $x_k = (2^{\gamma_k} - 1)^{-1}$, \bar{K}_{1k} и \bar{K}_{2k} – средние значения K_{1ki} и K_{2ki} для k -й группы. По аналогии с (3) условие (9) определяет такие значения параметров γ_k , $k = \overline{1, K}$, при которых минимизируются разбросы оценок дисперсий в каждой из сформированных групп.

Искомые параметры x_k , $k = \overline{1, K}$, определяются из системы уравнений $dR/dx_k = 0$, $k = \overline{1, K}$.

Система приводится к матричной форме

$$\begin{bmatrix} (\alpha_1 S_1 - \beta_1) + \alpha_1 S_2 + \dots + \alpha_1 S_K \\ \alpha_2 S_1 + (\alpha_2 S_2 - \beta_2) + \dots + \alpha_2 S_K \\ \dots \\ \alpha_K S_1 + \alpha_K S_2 + \dots + (\alpha_K S_K - \beta_K) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \dots \\ x_K \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \omega_1 \\ \omega_2 \\ \dots \\ \omega_K \end{bmatrix}, \quad (10)$$

где $\alpha_k = \frac{1}{K}(\bar{K}_{1k} - \bar{K}_{2k})$, $S_k = (\bar{K}_{1k} - \bar{K}_{2k})$, $\beta_k = \overline{(\bar{K}_{1k} - \bar{K}_{2k})^2}$,
 $\omega_k = (\hat{K}_0 - \bar{K}_1)(\bar{K}_{1k} - \bar{K}_{2k}) + \overline{K_{1k}^2} - \hat{K}_{0k} \overline{K_{1k}} + \hat{K}_{0k} \overline{K_{2k}} - \overline{K_{1k} K_{2k}}$, $k = \overline{1, K}$.

Определив из (10) x_k , $k = \overline{1, K}$, оценим дисперсии шума в каждой k -й группе

$$D_{\varepsilon k} = \hat{K}_{0k} - \bar{K}_{1k} - (\bar{K}_{1k} - \bar{K}_{2k})x_k, \quad (11)$$

и путем их усреднения найдем итоговую оценку D_ε .

В рамках произвольной k -й группы формируется $D_{\varepsilon k}$ как результат усреднения $D_{\varepsilon ki}$, $i = \overline{1, N_k}$, где N_k – число столбцов в k -й группе. Поэтому $D(D_{\varepsilon k}) = D(D_{\varepsilon ki}) / N_k$, $k = \overline{1, K}$.

Итоговая оценка D_ε определяется как взвешенное среднее $D_\varepsilon = \sum_{k=1}^K (N_k / N) D_{\varepsilon k}$,

а дисперсия этой оценки находится как $D(D_\varepsilon) = \sum_{k=1}^K (N_k / N)^2 D(D_{\varepsilon k})$.

Аттестация методики оценки пространственной разрешающей способности

Выполнены экспериментальные исследования точности определения аналитического описания контура $X(m)$ по схеме рис. 3.

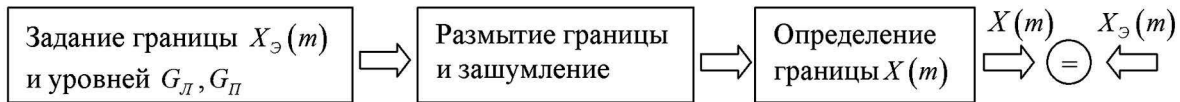


Рис. 3. Схема аттестации процесса определения аналитического описания границ

Вначале формировалось изображение, содержащее идеальный яркостной перепад с уровнями G_L и G_P и координатами $X_3(m)$. Этот перепад «размывался» низкочастотным фильтром и в изображение добавлялся аддитивный шум. По рассмотренной выше методике определялось аналитическое описание границы $X(m)$ и сопоставлялось с заданным $X_3(m)$. По серии снимков установлено, что СКО ошибки не превысило 10^{-4} пикселя.

Выполнены оценки точности определения ФРК, ФРЛ, ЧКХ и ЛР по схеме рис. 4.

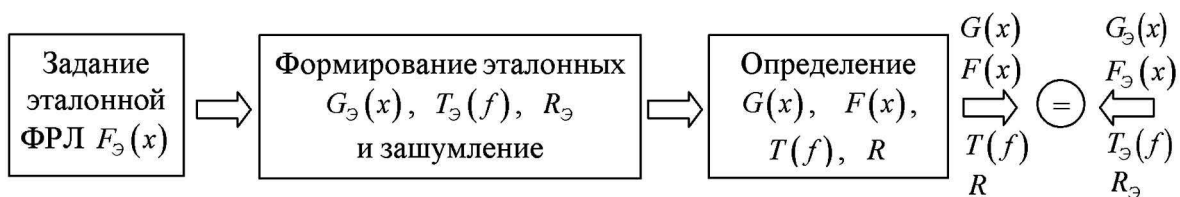


Рис. 4. Схема аттестации процессов определения ФРК, ФРЛ, ЧКХ и ЛР

Вначале задавались отсчеты эталонной функции рассеяния линии $F_{\text{э}}(x)$ в виде Гауссоиды. По $F_{\text{э}}(x)$ на основе известных математических соотношений формировались ФРК $G_{\text{э}}(x)$, ЧКХ $T_{\text{э}}(f)$, ЛР $R_{\text{э}}$ и зашумлялись. По рассмотренной выше методике определялись $G(x)$, $F(x)$, $T(f)$ и R и сопоставлялись с эталонными $G_{\text{э}}(x)$, $F_{\text{э}}(x)$, $T_{\text{э}}(f)$, $R_{\text{э}}$. Установлено, что СКО ошибки определения ФРК, ФРЛ, ЧКХ и ЛР не превышает 2 % от единицы измерений этих функций при СКО добавляемого шума $\sigma_{\text{ш}} \leq 1$ градации яркости.

Аттестация методики оценки дисперсии шума

Оценки дисперсии шума D_{ε} по (5) и (11) являются несмещенными. Действительно, пусть a_i определено с ошибкой Δ_i по отношению к истинному значению a_i^* , т.е. $a_i = a_i^* + \Delta_i$. В этом случае (3) запишется как $R = \sum_i \left[(\hat{K}_{0i} - a_i^*) - D_{\varepsilon} - \Delta_i \right]^2 = \min$. Поскольку $(\hat{K}_{0i} - a_i^*) = D_{\varepsilon}$, то $R = \sum_i \Delta_i^2$. Поэтому $R = \sum_i \left[(\Delta_i - \bar{\Delta}) + \bar{\Delta} \right]^2 = \sum_i (\Delta_i - \bar{\Delta})^2 + (\bar{\Delta})^2 = \min$. Деля последнее выражение на $N-1$, получим $R = D(\Delta) + (\bar{\Delta})^2 = \min$. Дисперсия $D(\Delta)$ не зависит от общего смещения Δ_i , поэтому $R = \min$ при $\bar{\Delta} = 0$, что и доказывает несмещенность оценки D_{ε} .

Оценка D_{ε} формируется как среднее значение $D_{\varepsilon i}$, $i = \overline{1, N}$. Поэтому точность оценки определяется дисперсией $D(D_{\varepsilon})$ и может быть оценена как $D(D_{\varepsilon}) = D(D_{\varepsilon i})/N$, где $D(D_{\varepsilon i})$ легко оценивается по набору $D_{\varepsilon i}$, $i = \overline{1, N}$.

В результате проведения экспериментов на 25 участках с размерами 512x512 элементов значение СКО $\sigma(D_{\varepsilon}) = \sqrt{D(D_{\varepsilon})}$ не превысило 0,02. Следовательно, эта методика может быть использована для оценки уровня шума, сопоставимого с шумом квантования по яркости, дисперсия которого составляет 1/12.

Рассмотренные в настоящей работе методики в виде соответствующих программных модулей проходят апробацию на изображениях от космических аппаратов «Метеор-М» и «Ресурс-ДК».

Литература

1. *Rangaswamy M. K.* Quickbird II Two-dimensional On-orbit Modulation Transfer Function Analysis Using Convex Mirror Array. South Dakota State University. M.S. thesis. 2003. 149 p.
2. *Liu C., Freeman W., Szeliski R., Kang S.* Noise estimation from a single image // IEEE Conf. Computer Vision and Pattern Recognition. 2006. Vol. 1. P. 901–908.
3. *Markham B.* The Landsat Sensors' Spatial Responses // IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing. Vol. GE-23, No. 6, 1985. P.864-875.
4. *Еремеев В.В., Князьков П.А., Москвитин А.Э.* Оценка разрешающей способности аэрокосмических изображений на основе их статистического анализа // Цифровая обработка сигналов. 2009. №3. С.27-30.
5. *Зенин В.А., Князьков П.А.* Оценка отношения «сигнал/шум» оптико-электронных приборов по изображениям земной поверхности // Современные проблемы дистанционного зондирования Земли из космоса. Сб. научн. статей. М.: ООО «Азбука-2000». 2009. Вып. 6. Т. I. С.160-166.

Estimation of resolution of space survey materials based of their statistical analysis

V.V. Ereemeev, P.A. Knyazkov

*Ryazan state radio engineering university,
390005 Ryazan, Gagarin street, 59/1
E-mail: gislab@org.etr.ru Tel./fax (4912) 46-03-72*

Techniques of an estimation of spatial and radiometric resolution of space images are presented. Basic methodology for assessing the linear resolution is the analysis of contrasting borders brightness fluctuations, the normalization of the edge spread functions, obtained by a set of fragments, and combining the results of statistical analysis. In a basis of a technique of an estimation of the radiometric permission property of independence of nonzero readout of autocorrelation function from the additive not correlated noise is necessary. Other constructive element of this technique is introduction parametrically adjusted model of autocorrelation function depending on statistical properties of video data. Questions of metrological certification of the offered techniques are considered, authentic estimations of accuracy of the decision of tasks in view are received.

Keywords: remote sensing, space images, spatial resolution, edge spread function, line spread function, radiometric resolution, statistical analysis.