

УДК 004.932.2

РАДИОМЕТРИЧЕСКАЯ НОРМАЛИЗАЦИЯ ИЗОБРАЖЕНИЙ ОТ МНОГОМАТРИЧНЫХ СКАНИРУЮЩИХ УСТРОЙСТВ

Еремеев В.В., д.т.н., директор НИИ «Фотон» РГРТУ

Зенин В.А., аспирант НИИ «Фотон» РГРТУ, gislab@org.etr.ru

Ключевые слова: дистанционное зондирование Земли, радиометрическая нормализация, скан, прибор с зарядовой связью, функция распределения, автоковариационная функция, средняя яркость.

Введение

В практике дистанционного зондирования Земли широкое применение нашли многозональные сканирующие устройства, построенные на основе приборов с зарядовой связью: ПЗС-линеек и ПЗС-матриц. Несмотря на высокие технические характеристики таких приборов, им присущ серьезный недостаток. При использовании ПЗС-линеек из-за различий передаточных характеристик (чувствительностей и темновых сигналов) отдельных фотоприемников на изображении появляются искажения в виде характерной «полосатости». Изображение от многоматричного видеодатчика формируется в виде вертикальных полос (сканов) с их небольшим перекрытием в горизонтальном (строчном) направлении. Скан включает набор видеоданных от вполне определенной ПЗС-матрицы. В виду неодинаковых передаточных характеристик ПЗС-матриц и различий условий съемки изображение представляет собой резко отличающиеся по яркости полосы (рис. 1).



Рис. 1. Фрагмент изображения от многоматричного видеодатчика

Коррекцию подобных искажений можно выполнить с помощью двух технологий [1]: по данным бортовой калибровки датчика и путем статистического анализа изображения, искаженного структурным шумом. По данным бортовой калибровки высокое качество коррекции изображения может быть достигнуто только при высокостабильных калибровочных сигналах и их неизменности по

Представлено решение задачи статистической радиометрической коррекции структурных искажений на спутниковых изображениях земной поверхности, формируемых с помощью многоматричных видеодатчиков. Рассмотрены алгоритмы коррекции изображений, содержащих существенно неоднородные по яркости объекты, когда известные алгоритмы оказываются не работоспособными. Предложены подходы по яркостному выравниванию видеоданных от различных фотоприемных матриц и устранение структурного шума, обусловленного различием чувствительности и темновых сигналов отдельных фотоприемных элементов. Приведены результаты обработки реальных снимков.

всему полю зрения датчика, что трудно реализуемо на практике. Статистические подходы не требуют наличия сложной калибровочной аппаратуры и позволяют решить поставленную задачу с привлечением собственно искаженного изображения, поэтому в последнее время делаются активные попытки их использования.

Один из статистических подходов основан на приведении эмпирической функций распределения яркости корректируемого k -го столбца $F_k(b)$, $k=1, \overline{K}$, к эталонной функции $F_{k_0}(b^*)$, которая формируется по симметричной апертуре столбцов: $F_k(b) = F_{k_0}(b^*)$ [2], где b и b^* - исходное и скорректированное значения яркости. Отсюда функция коррекции $\varphi_k(b)$ определяется как

$$b^* = \varphi_k(b) = F_k^{-1}(F_{k_0}(b)), \quad k=1, \overline{K}. \quad (1)$$

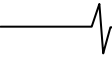
В принципе, такой подход может быть использован и для яркостного выравнивания сканов. В этом случае видеоданные одного из сканов (например правого), находящиеся в зоне перекрытия, используются для формирования $F_k(b)$, а видеоданные соседнего скана, взятые из той же зоны перекрытия, используются для формирования $F_{k_0}(b^*)$.

Линейная модель коррекции

Установлено, что для ПЗС функция $\varphi_k(b)$ в (1) линейна: $b^* = g_k b + a_k$. В ней мультипликативный коэффициент g_k характеризует чувствительность фотоприемника, а аддитивный a_k - общее смещение яркости (темновой сигнал). Находя средние яркости $\overline{b_k^*} = g_k \overline{b_k} + a_k$ и СКО $\overline{\sigma_k^*} = g_k \overline{\sigma_k}$ по всем элементам столбца и апертуры, определяются искомые коэффициенты функций коррекции структурного шума:

$$g_k = \overline{\sigma_k^*} / \overline{\sigma_k}, \quad a_k = \overline{b_k^*} - \overline{b_k} g_k, \quad k=1, \overline{K} \quad (2)$$

Такая модель дает хорошие результаты, если изображение не содержит дополнительного аддитивного шума, что на практике случается очень редко. Наложение



ние на сигнал b_k аддитивного некоррелированного шума ε_k ($\tilde{b}_k = b_k + \varepsilon_k$) приводит к увеличению дисперсии $\tilde{\sigma}_k^2 = \sigma_k^2 + \sigma_\varepsilon^2$ и искажению коэффициентов коррекции: $\tilde{g}_k = \sigma_k^* / \sqrt{\sigma_k^2 + \sigma_\varepsilon^2}$, $a_k = b_k^* - b_k g_k$. В результате влияние шума приведет к появлению остаточных структурных искажений.

Для устранения такой методической ошибки предлагается при нахождении мультипликативного коэффициента использовать не СКО (дисперсию), а автоковариационную функцию (АКФ) в столбцовом направлении, любой отсчет которой, кроме нулевого, $\mu_{k\tau}$, $\tau = 1, 2, 3, \dots$, не зависит от уровня шума. Действительно, для зашумленного сигнала

$$\mu_{k\tau} = \frac{1}{N-\tau} \sum_{j=1}^{N-\tau} b_j b_{j+\tau} - \frac{1}{(N-\tau)^2} \sum_{j=1}^{N-\tau} b_j \sum_{j=1}^{N-\tau} b_{j+\tau},$$

а АКФ зашумленного сигнала

$$\begin{aligned} \tilde{\mu}_{k\tau} &= \frac{1}{N-\tau} \sum_{j=1}^{N-\tau} (b_j + \varepsilon_j)(b_{j+\tau} + \varepsilon_{j+\tau}) - \\ &= \frac{1}{(N-\tau)^2} \sum_{j=1}^{N-\tau} (b_j + \varepsilon_j) \sum_{j=1}^{N-\tau} (b_{j+\tau} + \varepsilon_{j+\tau}) = \\ &= \frac{1}{N-\tau} \sum_{j=1}^{N-\tau} (b_j b_{j+\tau} + b_j \varepsilon_{j+\tau} + \varepsilon_j b_{j+\tau} + \varepsilon_j \varepsilon_{j+\tau}) - \\ &= \frac{1}{(N-\tau)^2} \sum_{j=1}^{N-\tau} b_j \sum_{j=1}^{N-\tau} b_{j+\tau} + \sum_{j=1}^{N-\tau} \varepsilon_j \sum_{j=1}^{N-\tau} b_{j+\tau} + \sum_{j=1}^{N-\tau} b_j \sum_{j=1}^{N-\tau} \varepsilon_{j+\tau} + \sum_{j=1}^{N-\tau} \varepsilon_j \sum_{j=1}^{N-\tau} \varepsilon_{j+\tau} = \\ &= \mu_{k\tau} + 2\text{cov}(b, \varepsilon) + \text{cov}(\varepsilon, \varepsilon) = \mu_{k\tau}. \end{aligned}$$

Поэтому вместо (2) определять коэффициенты коррекции структурного шума следует через АКФ:

$$g_k = \sqrt{\mu_{k\tau}^* / \mu_{k\tau}}, \quad a_k = b_k^* - b_k \sqrt{\mu_{k\tau}^* / \mu_{k\tau}}, \quad k = \overline{1, K}.$$

Линейная модель может быть эффективно использована для яркостного выравнивания сканов, поскольку в небольших зонах их перекрытия содержатся данные от одной и той же сцены. В то же время при коррекции структурных искажений, обусловленных неодинаковыми чувствительностями и темновыми сигналами отдельных фотоприемников, эта модель дает удовлетворительный результат лишь при статистически однородной сцене. В случаях, когда наблюдаемый сюжет содержит резко отличающиеся по яркости объекты, эталонное значение АКФ $\mu_{k\tau}^*$, полученное по апертуре столбцов, может существенно отличаться от $\mu_{k\tau}$, найденного для корректируемого столбца, и эти отличия могут быть обусловлены не столько изменением характеристик фотоприемников, а главным образом, изменением сюжета в пределах апертуры. В этом случае необходимо вначале выполнить яркостное выравнивание сканов, а затем коррекцию данных, относящихся к отдельным фотоприемникам, приняв специальные меры по нейтрализации влияния неоднородности сюжета.

Яркостное выравнивание сканов

Пусть изображение включает I сканов, которые пронумеруем слева направо $i = \overline{1, I}$. Для двух соприкасающихся сканов с номерами $i-1$ и i определим наборы X_{i-1} и X_i данных в зоне перекрытия (рис. 2).

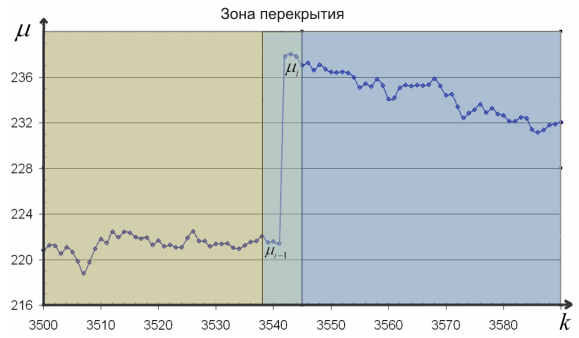


Рис. 2. Изменение АКФ на границе сканов

Сначала получим относительные параметры линейных преобразований, принимая левые зоны перекрытия как базовые, а правые как корректируемые:

$$\hat{r}_i = \mu_{i-1} / \mu_i, \quad \hat{c}_i = \bar{X}_{i-1} - \hat{r}_i \bar{X}_i, \quad i = \overline{2, I}, \quad (3)$$

где μ_{i-1} , \bar{X}_{i-1} и μ_i , \bar{X}_i - значения АКФ и средней яркости, полученные по данным зоны перекрытия для $(i-1)$ -го и i -го сканов; r_i , c_i - мультипликативный и аддитивный коэффициенты линейного преобразования данных i -го скана к $(i-1)$ -му.

Затем найдем при заданных параметрах преобразования первой полосы r_1 и c_1 коэффициенты r_i и c_i , $i = \overline{2, I}$, абсолютного преобразования всех других полос, при которых достигается яркостное выравнивание всего изображения:

$$\begin{aligned} r_1 \bar{X}_1 + c_1 &= \hat{r}_2 (\hat{r}_1 \bar{X}_1 + c_1) + \hat{c}_2 = \\ &= \hat{r}_3 \hat{r}_2 (\hat{r}_1 \bar{X}_1 + c_1) + \hat{c}_2 + \hat{c}_3. \end{aligned}$$

Отсюда следуют рекуррентные соотношения:

$$r_i = r_{i-1} \hat{r}_i, \quad c_i = c_{i-1} \hat{r}_i + \hat{c}_i, \quad i = \overline{2, I}. \quad (4)$$

Остается открытым вопрос выбора r_1 и c_1 . Рассмотрим два возможных подхода.

1-й подход. Зададим r_1 и c_1 такими, чтобы средние яркости и средние дисперсии изображений до и после преобразований совпадали, т.е. выполнялись бы два условия:

$$\sum_{i=1}^I \bar{B}_i = \sum_{i=1}^I (r_i \bar{B}_i + c_i), \quad (5)$$

$$\sum_{i=1}^I D_i = \sum_{i=1}^I r_i^2 D_i, \quad (6)$$

где \bar{B}_i и D_i - средняя яркость и дисперсия для i -го скана.

Из (6) с учетом (4) следует:

$$\sum_{i=1}^I D_i = r_1^2 D_1 + r_1^2 \sum_{i=2}^I P_i^2 D_i, \quad (7)$$

где $P_i = \prod_{j=2}^i \hat{r}_j$, $P_i = P_{i-1} \hat{r}_i$, $P_1 = 1$, $i = \overline{2, I}$.

Из (7) получим

$$r_1 = \sqrt{\left(\sum_{i=1}^I D_i \right) / \left(D_1 + \sum_{i=2}^I P_i^2 D_i \right)}. \quad (8)$$

Параметр c_1 находится из условия (5) и второго соотношения в (4):

$$\sum_{i=1}^I \bar{B}_i = \sum_{i=1}^I r_i \bar{B}_i + \sum_{i=1}^I c_i.$$

Выделим из последней суммы члены с c_1 :

$$\sum_{i=1}^I c_i = c_1 + c_1 \sum_{i=2}^I P_i + \sum_{i=2}^I S_i,$$

где $S_i = S_{i-1} \hat{r}_i + \hat{c}_i$, $S_1 = 0$, $i = \overline{2, I}$.

С учетом этого получим

$$\sum_{i=1}^I (1-r_i) \bar{B}_i = c_1 \left(1 + \sum_{i=2}^I P_i \right) + \sum_{i=2}^I S_i,$$

$$c_1 = \left(\sum_{i=1}^I (1-r_i) \bar{B}_i - \sum_{i=2}^I S_i \right) / \left(1 + \sum_{i=2}^I P_i \right). \quad (9)$$

2-й подход. Зададим вначале $r_1 = 1$, $c_1 = 0$; получим по (4) коэффициенты r_i , c_i $i = \overline{2, I}$; и для всего скорректированного изображения B_i^* найдем такие r и c , при которых

$$\sum_{i=1}^I \bar{B}_i = \sum_{i=1}^I (r \bar{B}_i^* + c), \quad \sum_{i=1}^I D_i = \sum_{i=1}^I r^2 D_i^*, \quad (10)$$

где \bar{B}_i^* , D_i^* - средняя яркость и дисперсия изображения B_i^* .

Из (10) найдем:

$$\sum_{i=1}^I \bar{B}_i = r \sum_{i=1}^I \bar{B}_i^* + I c, \quad \sum_{i=1}^I D_i = r^2 \sum_{i=1}^I D_i^* ;$$

$$r = \sqrt{\left(\sum_{i=1}^I D_i \right) / \sum_{i=1}^I D_i^*}, \quad c = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \bar{B}_i - \frac{r}{I} \sum_{i=1}^I \bar{B}_i^*, \quad (11)$$

где $D_i^* = r_i^2 D_i$, $B_i^* = r_i B_i + c_i$, ($r_1 = 1$, $c_1 = 0$); B_i , D_i - исходное изображение и его дисперсия.

Окончательные значения коэффициентов, при которых выполняются условия (10), равны:

$$r_1^* = r, \quad c_1^* = c, \quad r_i^* = r_i r, \quad c_i = c + r c_i, \quad i = \overline{2, I}.$$

В таблице представлен пример корректирующих коэффициентов для 24-х сканов изображения от КА «Ресурс-ДК».

Яркостное выравнивание отдельных столбцов

Рассмотрим несколько подходов к нахождению функций коррекции структурных искажений для случая, когда наблюдаемая сцена содержит резко отличающиеся по яркости объекты, чаще всего это водная поверхность, суша и облака.

Алгоритм на основе нормирования функций распределения. Изображениям, содержащим существенно неоднородные по яркости объекты, соответствуют гистограммы $g_k(b)$, $k = \overline{1, K}$, имеющие ярко выраженную многомодальную форму, обычно в виде двух – трех «горбов», разделенных протяженными «впадинами» с $g_k(b) \approx 0$. Из-за изменения сюжета эти гистограммы могут отличаться как по числу «горбов», так и по представительству (объему) данных в одноименных «горбах». В этих условиях известные статистические алгоритмы, основанные на оценке чувствительности и темнового сигнала для каждого ПЗС-элемента путем сопоставления эмпирических функций распределения $F_k(b)$, $k = \overline{1, K}$, оказываются неработоспособными. Рассмотрим алгоритм коррекции структурных искажений, основанный на идентификации и нормировании данных, соответствующих одноименным «горбам».

Таблица.

Корректирующие коэффициенты

Номер скана	№ столбца		r_i	c_i
	начало	конец		
1	1	232	1,016	-5,377
2	233	505	0,992	-1,641
3	506	778	1,002	-1,612
4	779	1010	0,997	-1,286
5	1013	1244	1,001	0,728
6	1245	1517	0,992	0,528
7	1518	1790	1,03	14,603
8	1791	2022	1,028	15,98
9	2025	2256	1,028	-0,927
10	2257	2529	1,04	-1,324
11	2530	2802	1,042	-2,277
12	2803	3034	1,031	-1,405
13	3037	3268	1,02	0,094
14	3269	3541	1,012	0,685
15	3542	3814	0,976	-6,089
16	3815	4046	1,003	-8,474
17	4049	4280	0,995	0,227
18	4281	4553	0,991	1,897
19	4554	4826	0,986	1,475
20	4827	5058	0,98	3,49
21	5061	5292	0,946	-3,389
22	5293	5565	0,936	-0,753
23	5566	5838	0,912	-2,233
24	5839	6070	0,92	-2,921

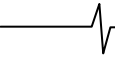
Вначале формируются $F_k(b)$, $k = \overline{1, K}$, и в табличной форме находятся обратные функции $F_{k_p} \rightarrow b_{k_p}$, где $F_{k_p} = p / (P + 1)$, $p = \overline{1, P}$. Затем фиксируется принадлежность значения яркости b_{k_p} , $p = \overline{1, P}$, «горбу» ($\Delta_{k_p} \leq \Delta_{k,med} + \Delta_k$) или «впадине» ($\Delta_{k_p} \geq \Delta_{k,med} + \alpha \Delta_k$), где $\Delta_{k_p} = b_{k_p} - b_{k,p-1}$, $\Delta_{k,med} = \text{med } \Delta_{k_p}$, $\Delta_{k,min} = \min \Delta_{k_p}$, $\Delta_k = \Delta_{k,med} - \Delta_{k,min}$, α – коэффициент, характеризующий протяженность «впадины» ($\alpha = 3-5$). После этого выполняется коррекция функции распределения $F_k(b) \rightarrow F_k^*(b)$ так, чтобы все $F_k^*(b)$, $k = \overline{1, K}$, в центрах «впадин» b_{k_m} (m – номер «впадины») имели бы одинаковые значения:

$$F_k^*(b) = \hat{F}_{m-1} + \frac{\hat{F}_m - \hat{F}_{m-1}}{\hat{F}_{k_m} - \hat{F}_{k,m-1}} (F_k(b) - \hat{F}_{k,m-1}), \quad (12)$$

$$\hat{b}_{k,m-1} \leq b \leq \hat{b}_{k_m}, \quad m = \overline{1, M}$$

где $\hat{F}_{k_m} = F_k(\hat{b}_{k_m})$, $\hat{F}_m = \frac{1}{K} \hat{F}_{k_m}$, $\hat{F}_0 = 0$.

Преобразования (12) обеспечивают равное представление данных в одноименных «горбах» для всех $F_k^*(b)$, тем самым нейтрализуют изменение сюжета в строчном направлении.



Далее формируется таблица $F_k^* \rightarrow b_{kp}^*$, $p = \overline{1, P}$, на основе которой определяются корректирующие функции: вначале в табличной форме $b_{kp}^* \rightarrow y_{kp}^*$,

$$\text{где } y_{kp}^* = \frac{1}{P} \sum_p b_{kp}^*,$$

а затем в виде полинома $y = P_k(b)$, $k = \overline{1, K}$.

Такой алгоритм позволяет выполнить коррекцию структурного шума на существенно неоднородных по яркости изображениях. Однако при слабой различимости «горбов» на гистограмме могут возникать ошибки отнесения видеоданных к тому или иному «горбу», что приводит к потере качества коррекции.

Алгоритм на основе кластеризации объектов изображения. Более качественные результаты дают подходы, основанные на разделении изображения на области с близкими характеристиками, т.е. на использовании процедуры кластеризации. Рассмотрим один из таких подходов [3]. Сначала выполняется предварительная коррекция структурных искажений с использованием линейной модели. Далее элементы изображения разделяются по признаку принадлежности суши или водной поверхности. Порог кластеризации Z_b определяется по гистограмме $g(b)$ предварительно откорректированного изображения как точка максимума функции межклассовой дисперсии

$$\sigma_B^2(b_0) = p_0(b_0)(\gamma_0(b_0) - \gamma)^2 + p_1(b_0)(\gamma_1(b_0) - \gamma)^2, \quad (13)$$

где b_0 - пробный порог; $p_0(b_0) = \sum_{b=0}^{b_0} g(b)$,

$p_1(b_0) = \sum_{b=b_0+1}^{B_{\max}} g(b)$ - соответственно оценки вероятностей попадания произвольного пикселя в класс водной

поверхности или суши; $\gamma_0(b_0) = \sum_{b=0}^{b_0} b g(b) / p_0(b_0)$,

$\gamma_1(b_0) = \sum_{b=b_0+1}^{B_{\max}} b g(b) / p_1(b_0)$ и γ - соответственно

нормированные средние яркости в пределах классов водной поверхности, суши и изображения в целом.

Можно показать, что

$$Z_b = \arg \max_{b_0} \frac{[\gamma p_0(b_0) - \gamma(b_0)]^2}{p_0(b_0)[1 - p_0(b_0)]}, \quad (14)$$

где $\gamma(b_0) = \sum_{b=0}^{b_0} b g(b)$ - не нормированная средняя яркость изображения.

Для повышения надежности кластеризации используется модуль дискретной производной яркости в столбцовом направлении, который инвариантен к изменению темновых сигналов фотоприемников. В этом случае порог кластеризации Z_Δ определяется аналогичным образом по гистограмме модуля дискретных производных. Элемент изображения относится к водной поверхности при $b_{kn} \leq Z_c$ и $b_{kn} - b_{k,n-1} \leq Z_\Delta$, где n - номер строки изображения.

После разделения изображения на области водной поверхности и суши, коррекция структурных искажений

выполняется для каждого кластера в отдельности по одному из рассмотренных выше алгоритмов.

Этот алгоритм имеет тот же недостаток, что и предыдущий: при перекрытии яркостных диапазонов водной поверхности и суши кластеризация изображения выполняется с потерей качества.

Алгоритм на основе фильтрации неоднородного сюжета. Рассмотрим некоторый корректируемый столбец изображения B_k . Образует относительно него симметричную апертуру из $(2S+1)$ столбцов. Разобьем эту апертуру в кадровом направлении на равнодликие фрагменты B_{vk} , $v = \overline{1, V}$, включающие по N строк. В пределах фрагмента для каждого столбца, $s = \overline{-S, S}$, вычислим значения АКФ:

$$\mu_{v,k+s} = \frac{1}{N-1} \sum_{j=1}^{N-1} b_{v,k+s,j} b_{v,k+s,j+1} - \frac{1}{(N-1)^2} \sum_{j=1}^{N-1} b_{v,k+s,j} \sum_{j=1}^{N-1} b_{v,k+s,j+1},$$

$$s = \overline{-S, S}, v = \overline{1, V}. \quad (15)$$

Эталонное значение АКФ для v -го фрагмента определим как

$$\hat{\mu}_{v,k} = \text{med}_s(\mu_{v,k+s}, s = \overline{-S, S}). \quad (16)$$

Выбор в качестве эталона АКФ фрагмента медианного значения позволяет отфильтровать данные по тем столбцам фрагмента, сюжет которых резко отличается от сюжета большинства столбцов. На рис. 3 приведены профили АКФ столбцов и соответствующих эталонов, построенные по реальным данным.

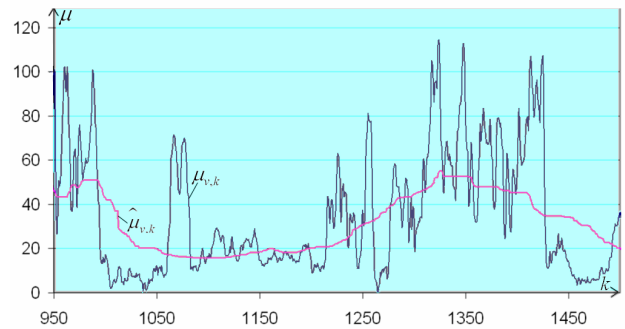


Рис. 3. АКФ столбцов и эталонное значение

Найдем мультипликативный коэффициент коррекции для k -го столбца как

$$g_k = \text{med}_v \left(\sqrt{\hat{\mu}_{vk} / \mu_{vk}}, v = \overline{1, V} \right). \quad (17)$$

Здесь также (рис. 4) медианный фильтр выбирает по множеству фрагментов из $g_{kv} = \sqrt{\hat{\mu}_{vk} / \mu_{vk}}$ наиболее представительный отсчет мультипликативного коэффициента.

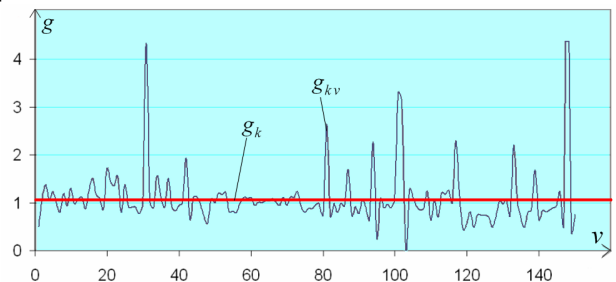


Рис. 4. Изменение g_{kv} от v .

При определении аддитивных коэффициентов для всех фрагментов используется единый мультипликативный коэффициент g_k :

$$a_{kv} = \text{med}_s \left(\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N b_{v,k+s,j}, s = \overline{-S, S} \right) - \frac{g_k}{N} \sum_{j=1}^N b_{vkj}, \quad (18)$$

а его итоговое значение для столбца находится как

$$a_k = \text{med}_v (a_{kv}, v = \overline{1, V}), \quad k = \overline{1, K}. \quad (19)$$

В данном случае выбор медианного фильтра определяется теми же соображениями.

Следует отметить, что рассмотренные выше этапы радиометрического выравнивания сканов и отдельных фотоприемников выполняются последовательно, но коррекция собственно изображения осуществляется только один раз по формуле

$$b_{ki}^* = g_k (r_i b_{ki} + c_i) + a_k, \quad k = \overline{1, K}, \quad i = \overline{1, I}, \quad (20)$$

где b_{ki} и b_{ki}^* - исходная и скорректированная яркости элементов k -го столбца i -го скана; r_i , c_i - коэффициенты яркостного выравнивания i -го скана, а g_k , a_k - коэффициенты коррекции структурных искажений видеоданных k -го столбца. Результат такой обработки представлен на рис. 5.

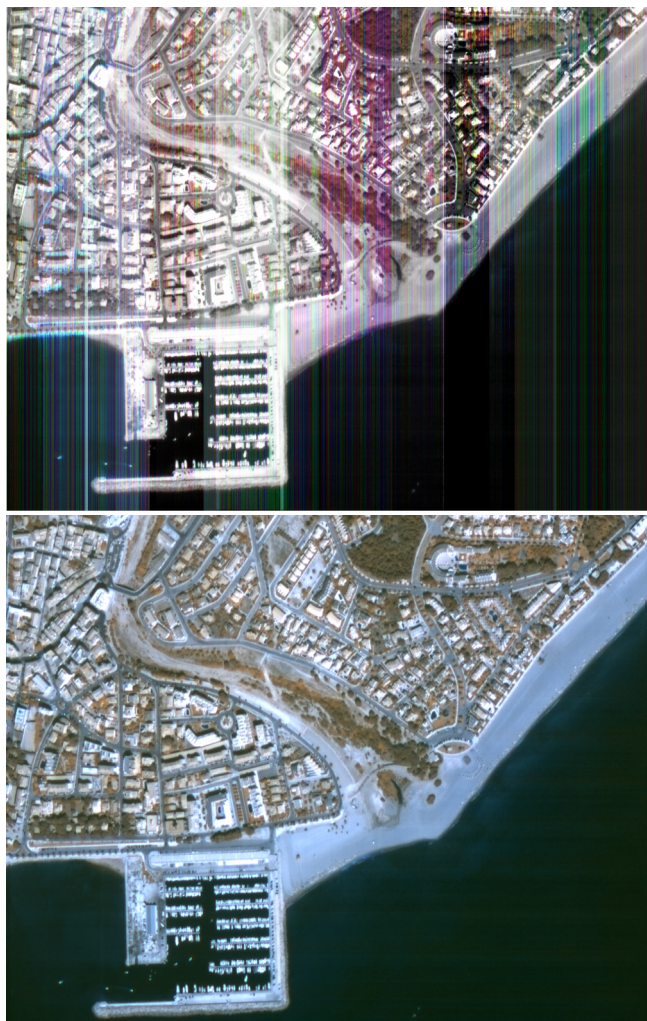


Рис. 5. Изображение до (вверху) и после коррекции

Заключение

Рассмотренные выше статистические алгоритмы яркостной коррекции изображений апробированы на реальной видеoinформации, полученной от космических систем «Ресурс-О1», «Монитор-Э» и «Ресурс-ДК». По результатам экспериментальных исследований можно сделать следующие выводы.

1. Предложенные подходы по статистической коррекции структурных искажений на изображениях, содержащих существенно отличающиеся по яркости объекты, позволяют качественно решить эту задачу, в то время как традиционно используемые алгоритмы [1, 2] оказываются неработоспособными.

2. Относительная погрешность яркостного выравнивания сканов рассмотренным выше алгоритмом не превышает 0,3%.

3. Относительная погрешность коррекции структурных искажений отдельных фотоприемников с использованием алгоритмов, основанных на нормировании функций распределения, кластеризации изображений и фильтрации неоднородности сюжета, составила порядка (0,2-0,3)%, так что остаточные искажения становятся визуально незаметными.

Рассмотренные в настоящей работе алгоритмы реализованы программно и используются в тех или иных модификациях в Научном центре оперативного мониторинга Земли и Научно-исследовательском центре космической гидрометеорологии «Планета» для обработки спутниковых изображений, получаемых от отечественных и зарубежных систем дистанционного зондирования Земли.

Литература

1. Злобин В.К., Еремеев В.В. Обработка аэрокосмических изображений. – М.: Физматлит, 2006. 286 с.
2. Еремеев В.В., Злобин В.К. Статистические алгоритмы радиометрической коррекции видеoinформации от многоэлементных сканирующих систем // Автометрия. 1995. №2. С. 78-83.
3. Зенин В.А., Кузнецов А.Е., Побаруев В.И. Алгоритм радиометрической коррекции изображений с неоднородным сюжетом, полученных от космического аппарата «Ресурс-ДК» // Вестник РГПУ. Вып. 23, Рязань 2008. С. 43-48.

RADIOMETRIC ALIGNMENT OF VIDEO DATA FROM MULTIMATRIX SCANNERS

V.V. Eremeev, V.A. Zenin

The decision of a problem of statistical radiometric correction of structural distortions on the satellite images of a terrestrial surface formed by means of multimatrix video gauges is presented. Algorithms of correction of the images containing essentially non-uniform objects on brightness when known algorithms appear not efficient are considered. Approaches on alignment of video data from various photoreception matrixes are offered and elimination of the structural noise caused by distinction of sensitivity of separate photoreception elements. Results of processing of real pictures are resulted.