

СТАТИСТИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ КОРРЕКЦИИ СТРУКТУРНЫХ ИСКАЖЕНИЙ НА СПУТНИКОВЫХ ИЗОБРАЖЕНИЯХ ЗЕМНОЙ ПОВЕРХНОСТИ

Еремеев В.В., зам. главного конструктора филиала ФГУП «ГНПРКЦ «ЦСКБ-Прогресс» - ОКБ «Спектр», директор НИИ «Фотон» РГРТУ, д.т.н., e-mail: foton@rsreu.ru

Зенин В.А., аспирант РГРТУ, НИИ «Фотон», м.н.с., e-mail: foton@rsreu.ru

Ключевые слова: дистанционное зондирование Земли, радиометрическая коррекция, неоднородный сюжет, функция распределения, автоковариационная функция, времязависимые искажения.

Введение

Сканирующие устройства, построенные на основе приборов с зарядовой связью (ПЗС), широко используются в практике дистанционного зондирования Земли. ПЗС обладают высокими техническими характеристиками, но им присущ и серьезный недостаток: фотоприемные элементы отличаются друг от друга чувствительностью и уровнем темнового сигнала. В результате на изображении появляются искажения в виде характерной «полосатости». В видеодатчике, состоящем из нескольких ПЗС-линеек, наблюдаются яркостные различия между сканами – наборами видеоданных, сформированными различными ПЗС-линейками (рис. 1).



Рис. 1. Фрагмент изображения от многоматричного видеодатчика

В одноэлементных сканирующих устройствах также могут наблюдаться структурные искажения, вызванные изменением чувствительности фотоприемника в процессе формирования изображения и неидеальностью системы развертки сканера (рис. 2).

Рассмотрена задача коррекции на космических снимках земной поверхности структурных искажений, обусловленных изменением во времени передаточных характеристик фотоприемных элементов видеодатчика. Представлены общее решение этой задачи, а также подходы, ориентированные на коррекцию изображений, содержащих существенно неоднородные по яркости объекты. Рассмотрены вопросы коррекции видеоданных от многоматричных сканирующих устройств, в том числе подходы по компенсации времязависимых структурных искажений. Приведены результаты обработки реальных снимков.

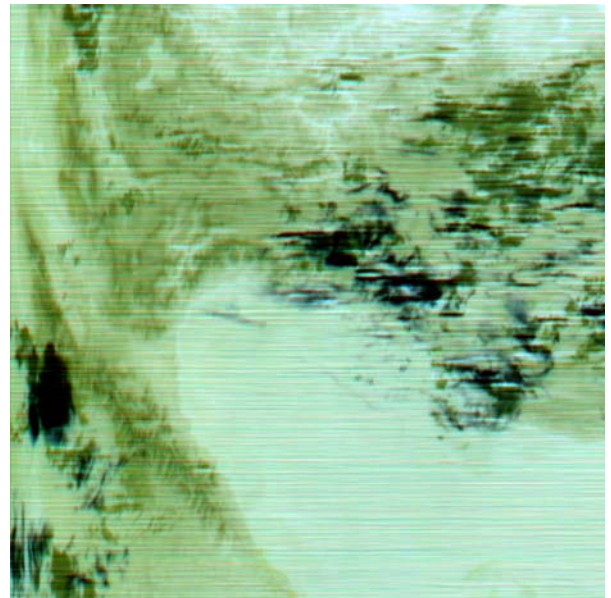


Рис. 2. Времязависимые структурные искажения

Существует две базовые технологии коррекции структурных помех [1,2]: по данным бортовой калибровки датчика и на основе статистического анализа искаженного изображения. Высокое качество коррекции по данным калибровки может быть достигнуто только при высокостабильных калибровочных сигналах и их неизменности по всему полю зрения датчика, что на практике трудно реализуемо. Для коррекции времязависимых искажений в силу их случайного характера калибровочные данные сформировать в принципе невозможно. Статистические подходы не требуют калибровочной информации, поэтому в последнее время они активно исследуются и внедряются.

Статистический подход к коррекции структурных искажений в общем случае основан на сопоставлении эмпирической функции распределения яркости $m - 2\sigma$ корректируемого столбца изображения $F_m(b)$,

$m=1, M$, с некоторой эталонной функцией $F_{m^*}(b^*)$, которая обычно формируется по симметричной апертуре столбцов: $F_m(b) = F_{m^*}(b^*)$ [2], где b и b^* - значения яркости до и после коррекции. Корректирующая функция $\varphi_m(b)$ определяется

$$b^* = \varphi_m(b) = F_m^{-1}(F_m(b)), \quad m = \overline{1, M}. \quad (1)$$

Базовая линейная модель коррекции

Установлено, что для ПЗС функция $\varphi_m(b)$ в (1) линейна: $b^* = g_m b + a_m$. Мультипликативный коэффициент g_m характеризует чувствительность фотоприемника, а аддитивный a_m - темновой сигнал. Находя средние яркости $\bar{b}_m^* = g_m \bar{b}_m + a_m$ и отсчеты автоковариационной функции (АКФ) $\mu_m^* = g_m^2 \mu_m$ по всем элементам столбца и апертуры, определяются искомые коэффициенты функций коррекции структурного шума:

$$g_m = \sqrt{\mu_{m\tau}^* / \mu_{m\tau}}, \quad a_m = \bar{b}_m^* - \bar{b}_m g_m, \quad m = \overline{1, M}. \quad (2)$$

Такая модель дает хорошие результаты, она не критична к влиянию аддитивного некоррелированного шума, который на практике почти всегда присутствует на изображении. Однако линейная модель не обеспечивает высокого качества коррекции, когда изображение содержит объекты, значительно отличающиеся по яркости [3].

В то же время линейная модель может использоваться для коррекции межскановых яркостных различий (см. рис. 1), так как небольшие зоны их перекрытия содержат данные от одной и той же сцены. Пусть изображение включает I сканов, пронумерованных слева направо индексом $i = \overline{1, I}$. Получим относительные параметры линейных преобразований между соседними сканами, 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. Абсолютные коэффициенты коррекции сканов определяются как

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

Параметры коррекции первого скана (r_1 и c_1) можно найти, задав дополнительные условия, сохраняющие среднюю яркость и дисперсию изображения в целом:

$$\sum_{i=1}^I \bar{B}_i = \sum_{i=1}^I (r_i \bar{B}_i + c_i), \quad \sum_{i=1}^I D_i = \sum_{i=1}^I r_i^2 D_i, \quad (5)$$

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

Алгоритмы коррекции структурных искажений при неоднородном сюжете

Рассмотрим подходы к коррекции структурных искажений для случаев, когда наблюдаемая сцена содержит резко отличающиеся по яркости объекты, которыми чаще всего выступают водная поверхность, суша и облака.

В этом случае модели (1) и (2) не обеспечивают требуемого качества коррекции [4], поскольку возникают ситуации, когда корректируемый столбец и эталон содержат данные от объектов разных классов, что порождает ошибки.

Алгоритм на основе нормирования функций распределения (алгоритм НФР). Изображению с существенно неоднородным сюжетом соответствуют многомодальные гистограммы $h_m(b)$, $m = \overline{1, M}$, которые обычно имеют два - три «горба», разделенных протяженными «впадинами». Эти гистограммы могут отличаться как по числу «горбов», так и по представительству (объему) данных в одноименных «горбах». Рассмотрим алгоритм коррекции структурных искажений, основанный на идентификации и нормировании данных, соответствующих одноименным «горбам».

Вначале формируются $F_m(b)$, $m = \overline{1, M}$, и в табличной форме находятся обратные функции $F_{mp} \rightarrow b_{mp}$, где $F_{mp} = p / (P + 1)$, $p = \overline{1, P}$. Затем фиксируется принадлежность значения яркости b_{mp} , $p = \overline{1, P}$, «горбу» ($\Delta_{mp} \leq \Delta_{m,med} + \Delta_m$) или «впадине» ($\Delta_{mp} \geq \Delta_{m,med} + \alpha \Delta_m$), где $\Delta_{mp} = b_{mp} - b_{m,p-1}$, $\Delta_{m,med} = \text{med } \Delta_{mp}$, $\Delta_{m,min} = \min \Delta_{mp}$, $\Delta_m = \Delta_{m,med} - \Delta_{m,min}$, α - коэффициент, характеризующий протяженность «впадины» ($\alpha = 3 \dots 5$).

После этого выполняется коррекция функции распределения $F_m(b) \rightarrow F_m^*(b)$ так, чтобы все $F_m^*(b)$, $m = \overline{1, M}$, в центрах «впадин» \hat{b}_{mk} (k - номер «впадины») имели бы одинаковые значения:

$$F_m^*(b) = \hat{F}_{k-1} + \frac{\hat{F}_k - \hat{F}_{k-1}}{\hat{F}_{mk} - \hat{F}_{m,k-1}} (F_m(b) - \hat{F}_{m,k-1}), \quad (6)$$

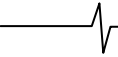
$$\hat{b}_{m,k-1} \leq b \leq \hat{b}_{mk}, \quad k = \overline{1, K},$$

$$\text{где } \hat{F}_{mk} = F_m(\hat{b}_{mk}), \quad \hat{F}_k = \frac{1}{M} \sum_m \hat{F}_{mk}, \quad \hat{F}_0 = 0.$$

Преобразования (6) обеспечивают равное представительство данных в одноименных «горбах» для всех $F_m^*(b)$, тем самым нейтрализуют изменение сюжета в строчном направлении. Далее коррекция может выполняться по аналогии с (1).

Алгоритм на основе кластеризации объектов изображения (алгоритм КОИ). Более качественные результаты дают подходы, основанные на отдельной обработке участков изображения, соответствующих одноименным объектам. Для этого необходимо использовать процедуру кластеризации. Наиболее отличающимися объектами сюжета являются водная поверхность и суша.

Рассмотрим один из таких подходов [4]. Сначала выполняется предварительная коррекция структурных искажений с использованием линейной модели. Далее элементы изображения разделяются по признаку принадлежности суше или водной поверхности с использованием двух признаков: яркость пикселя b_{mn} и дискретная производная яркости в столбцовом направлении. Яркостной порог кластеризации Z_b определяется по гистограмме $h(b)$ предварительно откорректированного изображения как точка максимума функции меж-



классовой дисперсии:

$$\sigma_B^2(b_0) = p_0(b_0)(\gamma_0(b_0) - \gamma)^2 + p_1(b_0)(\gamma_1(b_0) - \gamma)^2, \quad (7)$$

где b_0 - пробный порог;

$$p_0(b_0) = \sum_{b=0}^{b_0} h(b), p_1(b_0) = \sum_{b=b_0+1}^{B_{\max}} h(b) - \text{соответственно}$$

оценки вероятностей попадания произвольного пикселя в класс водной поверхности или суши;

$$\gamma_0(b_0) = \frac{\sum_{b=0}^{b_0} bh(b)}{p_0(b_0)}, \gamma_1(b_0) = \frac{\sum_{b=b_0+1}^{B_{\max}} bh(b)}{p_1(b_0)}$$

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

Можно показать [4], что

$$Z_b = \arg \max_{b_0} \frac{[\gamma p_0(b_0) - \gamma(b_0)]^2}{p_0(b_0)[1 - p_0(b_0)]}, \quad (8)$$

где $\gamma(b_0) = \sum_{b=0}^{b_0} bh(b)$ - не нормированная средняя

яркость изображения.

Порог по дискретной производной Z_{Δ} определяется аналогичным образом, он инвариантен к изменению темновых сигналов фотоприемников. Элемент изображения относится к водной поверхности при $b_{mn} \leq Z_b$ и $b_{mn} - b_{m,n-1} \leq Z_{\Delta}$, где n - номер строки изображения.

После разделения изображения на области водной поверхности и суши, коррекция структурных искажений выполняется для каждого кластера в отдельности по (1) или (2).

Рассмотренные алгоритмы позволяют выполнить коррекцию структурного шума на существенно неоднородных по яркости изображениях. Однако при слабой различимости «горбов» на гистограмме могут возникать ошибки идентификации «впадин», что приводит к потере качества коррекции.

Идентификация объектов водной поверхности и суши. Для повышения надежности функционирования алгоритмов НФР и КОИ важно получить информацию о наличии или отсутствии в каждом столбце изображения данных от водной поверхности и суши. Эта процедура строится на основе анализа эмпирических функций распределения яркости в столбцах изображения $F_m(b)$, $m=1, M$, предварительно обработанного медианным фильтром с целью устранения импульсных помех и объектов малых размеров. Для каждого столбца $m=1, M$ определяются начальная $b_n(m)$, медианная $b_m(m)$ и конечная $b_k(m)$ яркости из соотношений: $F_m(b_n(m)) = F_n$, $F_m(b_m(m)) = F_m = 0,5$, $F_m(b_k(m)) = F_k$ (экспериментально установлено, что качественные результаты получаются при $F_n = 0,01$ и $F_k = 0,99$). Далее вычисляются разброс яркости для столбца $\Delta(m) = b_k(m) - b_n(m)$ и асимметрия гистограммы $w(m) = 0,5(b_n(m) + b_k(m)) - b_m(m)$.

После этого выполняется бинаризация $b_n(m)$, $b_m(m)$, $b_k(m)$, $\Delta(m)$ и $w(m)$ по схеме, которую рассмотрим на примере $b_n(m)$. Находится среднее

$$\bar{b}_n = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M b_n(m) \text{ и два медианных значения:}$$

$$b_n^1 = \text{med} \{b_n(m), b_n(m) > \bar{b}_n\},$$

$$b_n^0 = \text{med} \{b_n(m), b_n(m) < \bar{b}_n\}. \quad (9)$$

На основе (9) определяется бинарная функция:

$$b_n^*(m) = \begin{cases} 0, & |b_n(m) - b_n^0| < |b_n(m) - b_n^1|, \\ 1, & \text{в противном случае.} \end{cases} \quad (10)$$

Аналогично находятся бинарные функции $b_m^*(m)$, $b_k^*(m)$, $\Delta^*(m)$, $w^*(m)$, по которым столбцы изображения относятся к одному из трех множеств: «суша», «вода», «суша и вода». В m -м столбце изображения присутствует «вода» при выполнении логического условия $v(m) = b_n^*(m) \vee b_m^*(m) \vee b_k^*(m) \vee \Delta^*(m) \vee w^*(m)$. Наличие данных от «суши» определяется выражением $l(m) = b_n^*(m) \vee b_m^*(m) \vee b_k^*(m) \vee \Delta^*(m) \vee w^*(m)$. Столбец относится к множеству «вода», если $v(m) \wedge l(m) = b_n^*(m) \wedge b_m^*(m) \wedge b_k^*(m) \wedge \Delta^*(m) \wedge w^*(m)$, к множеству «суша», если $v(m) \wedge l(m) = b_n^*(m) \wedge b_m^*(m) \wedge b_k^*(m) \wedge \Delta^*(m) \wedge w^*(m)$, и к множеству «суша и вода» при $v(m) \wedge l(m) = \Delta^*(m) \vee w^*(m)$.

Рассмотренная процедура используется как предварительный этап алгоритмов НФР и КОИ для повышения точности и ускорения вычислительного процесса. Во-первых, исключается ложная идентификация, когда объекты одного класса относятся к объектам другого. Во-вторых, столбцы изображения, содержащие объекты одного класса, не подвергаются процедурам нормирования функций распределения и кластеризации.

Алгоритм на основе фильтрации неоднородного сюжета (алгоритм ФНС). Рассмотрим алгоритм, использующий несколько другие принципы. Обозначим некоторый корректируемый столбец изображения как B_m . Рассмотрим относительно него симметричную апертуру из $(2S+1)$ столбцов. Разобьем эту апертуру в кадровом направлении на равновеликие фрагменты $B_{v,m}$, $v=1, V$, включающие по N_{ϕ} строк. В пределах фрагмента для каждого столбца $s = -S, S$ вычислим значения АКФ:

$$\mu_{v,m+s} = \frac{1}{N_{\phi} - 1} \sum_{j=1}^{N-1} b_{v,m+s,j} b_{v,m+s,j+1} - \frac{1}{(N_{\phi} - 1)^2} \sum_{j=1}^{N-1} b_{v,m+s,j} \sum_{j=1}^{N-1} b_{v,m+s,j+1}, \quad (11)$$

$$s = -S, S, v = 1, V.$$

Эталонное значение АКФ для v -го фрагмента определим как

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

В этом случае отфильтровываются данные по тем столбцам фрагмента, сюжет которых резко отличается от сюжета большинства столбцов. Мультипликативный коэффициент коррекции для k -го столбца определяется с учетом (2) как

$$g_m = \text{med}_v \left(\sqrt{\hat{\mu}_{v,m} / \mu_{v,m}}, v = 1, V \right).$$

Здесь также медианный фильтр выбирает из множества фрагментов наиболее представительный отсчет

мультипликативного коэффициента, отбраковывая аномальные значения.

При определении аддитивных коэффициентов для каждого фрагмента используется единый мультипликативный коэффициент g_m :

$$a_{mv} = \underset{s}{\text{med}} \left(\frac{1}{N_\phi} \sum_{j=1}^N b_{v,m+s,j}, s = \overline{-S, S} \right) - \frac{g_m}{N_\phi} \sum_{j=1}^N b_{vmj}, \quad (12)$$

а его итоговое значение для корректируемого столбца находится как

$$a_m = \underset{v}{\text{med}} (a_{mv}, v = \overline{1, V}), \quad m = \overline{1, M}.$$

Использование медианного фильтра объясняется теми же соображениями.

На рис. 3 представлен результат обработки участка многосканового изображения с использованием алгоритма яркостного выравнивания сканов (4) и алгоритма ФНС.



Рис. 3. Изображение до (вверху) и после коррекции

Модели коррекции времязависимых структурных искажений

Экспериментально установлено, что отдельные типы фотоприемных элементов по аналогии с человеческим зрением при переходе от светлых объектов к темным изменяют свою чувствительность. Сигнал от поверхности Земли представляет собой случайное поле, аналитически описать которое практически невозможно. Поэтому рассмотренные выше модели, в основе которых положена предпосылка о неизменности передаточных характеристик фотоприемных элементов в процессе формирования изображения, позволяет решить задачу

коррекции структурных искажений лишь частично. В связи с этим рассмотрим статистические модели структурных искажений и алгоритмы их коррекции, которые учитывают изменение чувствительностей фотоприемных элементов во времени.

Времязависимая полиномиальная модель. Будем считать, что изменение чувствительности датчика носит мультипликативный характер и может быть представлена полиномом $P_n(m)$ степени J . Его коэффициенты $\alpha_{jn}, j = \overline{0, J}$, можно отыскать, минимизируя различия между корректируемой строкой изображения и окружающей ее симметричной апертурой из $(2a+1)$ строк, принимаемой за эталон:

$$R_n = \sum_{m=1}^M \sum_{i=-a}^a [B_{mn} P_n(m) - B_{m,n+i}]^2 = \min, \quad (13)$$

где $B_{mn}, m = \overline{1, M}, n = \overline{1, N}$ - яркость пикселя с координатами (n, m) .

Коэффициенты полинома находятся из системы

$$\sum_{m=1}^M \sum_{i=-a}^a [B_{mn} P_n(m) - B_{m,n+i}] B_{mn} m^j = 0, \quad j = \overline{0, J},$$

которая приводится к линейной относительно $\alpha_{jn}, j = \overline{0, J}$:

$$\begin{aligned} \alpha_{0n} \sum_{m=1}^M B_{mn}^2 m^j + \alpha_{1n} \sum_{m=1}^M B_{mn}^2 m^{j+1} + \alpha_{2n} \sum_{m=1}^M B_{mn}^2 m^{j+2} + \dots = \\ = \frac{1}{2a+1} \sum_{m=1}^M \left(B_{mn} m^j \sum_{i=-a}^a B_{m,n+i} \right), \quad j = \overline{0, J}. \end{aligned}$$

Мультипликативная модель хотя и является адекватным описанием времязависимых структурных искажений, но при значительном уровне видеосигнала приводит к значительным ошибкам. Это связано с тем, что малые ошибки в определении коэффициентов полинома приводят к значительным ошибкам коррекции видеоданных.

Менее чувствительной к погрешностям является аддитивная полиномиальная модель. Переход к ней основывается на том факте, что мультипликативные изменения сигнала могут быть скомпенсированы аддитивными добавками в виде соответствующего полинома. В этом случае по аналогии с (13) запишем:

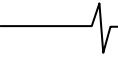
$$R_n = \sum_{m=1}^M \sum_{i=-a}^a [B_{mn} + P_n(m) - B_{m,n+i}]^2 = \min, \quad (14)$$

откуда следует система линейных уравнений для определения коэффициентов полинома:

$$\begin{aligned} \alpha_{0n} \sum_{m=1}^M m^j + \alpha_{1n} \sum_{m=1}^M m^{j+1} + \alpha_{2n} \sum_{m=1}^M m^{j+2} + \dots = \\ = \frac{1}{2a+1} \sum_{m=1}^M \left[m^j \sum_{i=-a}^a B_{m,n+i} \right] - \sum_{m=1}^M m^j B_{mn}, \quad j = \overline{0, J}. \end{aligned}$$

Чтобы оценить точность полиномиальной модели рассмотрим более общий случай аддитивно-мультипликативного описания структурных искажений с учетом аддитивного некоррелированного шума:

$$\sum_{m=1}^M [(B_{nm} + \varepsilon_{nm}) K_n(m) + C_n(m) - B_{nm}^*]^2 = \min, \quad (15)$$



где ε_{nm} - значение шума в m -м элементе n -й строки;

$$K_n(m) = \sum_{i=0}^P p_i m^i - \text{функция изменения чувствительности}$$

для n -й строки в виде полинома степени P ;

$$C_n(m) = \sum_{j=0}^S s_j m^j - \text{функция изменения темнового сигнала}$$

в виде полинома степени S ; B_{nm}^* - эталонный сигнал, найденный по апертуре из $(2a+1)$ строк, в которой n -я строка центральная.

Найдем коэффициенты полиномов $K_n(m)$ и $C_n(m)$ из условий:

$$\frac{\partial R_n}{\partial p_i} = 0, \quad \frac{\partial R_n}{\partial s_j} = 0, \quad i = \overline{0, P}, \quad j = \overline{0, S}. \quad (16)$$

Преобразуем первое уравнение из (16) с учетом соотношений

$$\sum_{m=1}^M B_{nm} \varepsilon_{nm} K_n(m) m^i = 0, \quad \sum_{m=1}^M C_n(m) \varepsilon_{nm} m^i = 0,$$

$$\sum_{m=1}^M B_{nm} \varepsilon_{nm} m^i = 0, \quad i = \overline{0, P},$$

которые определяются характером шума. В результате получим:

$$\sum_{m=1}^M [B_{nm}^2 K_n(m) + C_n(m) B_{nm} - B_{nm}^* B_{nm}] m^i + \Delta = 0,$$

$$\text{где } \Delta = \sum_{m=1}^M \varepsilon_{nm}^2 K_n(m) m^i - \text{методическая ошибка,}$$

обусловленная шумом ε_{nm} с дисперсией

$$D_\varepsilon = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \varepsilon_{nm}^2.$$

Влияние шума усиливается с повышением степени полинома $K_n(m)$, поскольку резко возрастает m^i , а $K_n(m) \approx 1$.

Полиномиальные модели с высокой точностью описывают изменение характеристик фотодатчика во времени, но содержат методическую ошибку, зависящую от интенсивности случайного шума и степени полинома. Последнее, в частности, обязывает ограничить степень полинома сверху, что приводит к погрешностям на динамичных сюжетах, требующих для своего описания функции с большим числом степеней свободы. В данном случае более высокое качество коррекции времязависимых искажений могут обеспечить кусочно-линейные модели.

Кусочно-линейная мультипликативная модель. Установлено, что рассматриваемые времязависимые искажения вызваны изменением коэффициента усиления фотоприемника. Опишем коррекцию структурного шума в виде мультипликативного коэффициента k_{nm} для каждого пикселя изображения.

Рассмотрим на изображении скользящую прямоугольную апертуру, состоящую из $(2a+1)$ строк и $(2b+1)$ столбцов. При соответствующем выборе b можно считать, что чувствительность фотодатчика α_q (q - номер строки) постоянна для каждой строки апертуры. Корректируемым является центральный пиксель

апертуры с координатами (n, m) в системе координат изображения и $(0, 0)$ в системе координат апертуры.

Поскольку фотоприемник при неизменном темновом сигнале c преобразует входной сигнал E_{qv} (v - номер столбца) в яркость: $B_{qv} = \alpha_q E_{qv} + c$, то

$$\mu_q = \frac{1}{2b} \sum_{v=-b}^{b-1} B_{qv} B_{q, v+1} - \frac{1}{4b^2} \sum_{v=-b}^{b-1} B_{qv} \sum_{v=-b}^{b-1} B_{q, v+1},$$

где μ_q - АКФ яркостей пикселей изображения, связанная с АКФ входного сигнала μ_q^* как $\mu_q = \alpha_q^2 \mu_q^*$. Приняв в качестве эталонной АКФ

$$\mu_0^* = \left(\frac{1}{2a+1} \sum_{q=-a}^a \sqrt{\mu_q} \right)^2,$$

найдем корректирующий множитель для центрального пикселя апертуры:

$$k_{nm} = \frac{1}{\alpha_q} = \sum_{q=-a}^a \sqrt{\mu_q} / [(2a+1) \sqrt{\mu_0}]. \quad (17)$$

После чего скорректированное значение яркости B_{nm}^* вычисляется как $B_{nm}^* = \text{ent}(B_{nm} k_{nm} + 0,5)$.

Достоинством кусочно-линейной мультипликативной модели является нечувствительность к величине темнового сигнала c .

Визуально структурные искажения в виде «полосатости» снимка воспринимаются как неоднородности средней яркости, в то время как процедура (17) направлена на коррекцию СКО яркости в центральной строке по отношению к СКО яркости апертуры. Поэтому кусочно-мультипликативную модель можно модифицировать так, чтобы она корректировала именно среднюю яркость.

Найдем медианную яркость q -й строки апертуры $B_q = \alpha_q E_q + c$, где E_q - медианное значение входного сигнала. Тогда медиана яркости по всей апертуре

$$\bar{B} = \text{med}_{q \in (-a, a)} (\alpha_q E_q) + c.$$

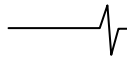
Выравнивание средней яркости можно обеспечить мультипликативным коэффициентом

$$k_{nm} = \frac{\bar{B}}{B_q} = \frac{\text{med}_{q \in (-a, a)} (\alpha_q E_q) + c}{\alpha_0 E_0 + c}. \quad (18)$$

Коррекция выполняется согласно выражению $B_{nm}^* = (\alpha_{nm} E_{nm} + c) k_{nm} = \alpha_{nm}^* E_{nm} + c^*$. Как видим, по (18) корректируется не только чувствительность $\alpha_{nm}^* = k_{nm} \alpha_{nm}$, но и темновой сигнал фотоприемника $c^* = k_{nm} c$. Так как $k_{nm} \approx 1$, а $c \ll B_q$, то методическая ошибка, связанная с изменением темнового сигнала, незначительна. Она возрастает при уменьшении средней яркости, когда c и B_q сопоставимы по величине.

Как отмечалось выше, небольшие погрешности в определении мультипликативного коэффициента при значительном уровне сигнала могут приводить к снижению качества коррекции. В данном случае кусочно-линейная мультипликативная модель путем соответствующего выбора размеров апертуры может быть заменена кусочно-линейной аддитивной моделью, дающей более устойчивое по точности решение.

Кусочно-линейная аддитивная модель. Покажем, что мультипликативную модель в пределах апертуры можно



заменить аддитивной. Действительно, на выходе фотоприемника имеем сигнал $B = \alpha E + c$, линейно связанный со входным сигналом E . После уточнения чувствительности $\alpha \rightarrow \alpha^*$; $B^* = \alpha^* E + c = (\alpha + \Delta\alpha)E + c = B + \Delta\alpha E$. В первом приближении аддитивная модель коррекции может быть выполнена как $B^* = B + \Delta\alpha E$, где \bar{E} - среднее значение входного сигнала. Такое приближение достаточно точно описывает искажения, поскольку изменения E в апертуре незначительны по отношению к флуктуациям \bar{E} , что практически всегда подтверждается.

Следовательно, искажения, вызванные изменением чувствительности α вдоль строки, могут быть компенсированы с использованием кусочно-аддитивной модели коррекции. Для центральной (корректируемой) строки апертуры и для всей апертуры сформируем эмпирические функции распределения кодов яркости $F_0(b)$ и $F(b)$. Для них в табличной форме вычислим обратные функции $F_{0p}(b) \rightarrow b_{0p}$ и $F_p(b) \rightarrow b_p$, где $F_{0p}(b) = F_p(b) = p/(P+1)$, $p = \overline{1, P}$. Далее найдем ряд разностей $\tau_p = b_p - b_{0p}$, $p = \overline{1, P}$. Корректирующая добавка для центрального пикселя апертуры $\Delta_{nm} = med \tau_p, p = \overline{1, P}$. После чего коррекция яркости выполняется как

$$B_{nm}^* = ent(B_{nm} + \Delta_{nm} + 0,5). \quad (19)$$

При резких перепадах яркости внутри апертуры статистические характеристики центральной строки могут значительно отличаться по отношению к аналогичным характеристикам апертуры. В этом случае необходима дополнительная фильтрация измерений Δ_{nm} по множеству соседних положений апертуры. Экспериментально установлено, что хорошие результаты дает медианный фильтр, который заменяет значение Δ_{nm} , найденное в конкретной апертуре, медианным значением Δ_{nm}^* измерений, найденным по окружающим апертурам: $\Delta_{nm}^* = med \Delta_{nm}, m = \overline{1, M}$.

В качестве примера на рис. 4 представлен фрагмент исходного изображения и результат его обработки, выполненной с использованием кусочно-линейной аддитивной модели.

Рассмотренные модели обладают математической строгостью и адекватно описывают времязависимые структурные искажения в «идеальных» условиях: отсутствии шумов, достаточно представительной выборке и статистической однородности сюжета. На практике приходится иметь дело со снимками, имеющими различные особенности, формальный учет которых представляет значительную сложность: случайный шум, динамично изменяющийся сюжет, импульсные помехи, ограниченность выборки видеоданных и др. Поэтому рассмотренные модели имеют различную чувствительность к подобному рода особенностям, что определяет область их применения. В частности, полиномиальные модели имеют методическую ошибку, зависящую от уровня случайного шума. Кусочно-линейная мультипликативная модель при небольших объемах выборки не обеспечивает необходимого качества коррекции, в силу больших флуктуаций значений АКФ, а ее модификация, учитывающая среднюю яркость, имеет методическую ошибку, которая становится заметной при высоких значениях

темнового сигнала фотодатчика и при снижении средней яркости изображения.

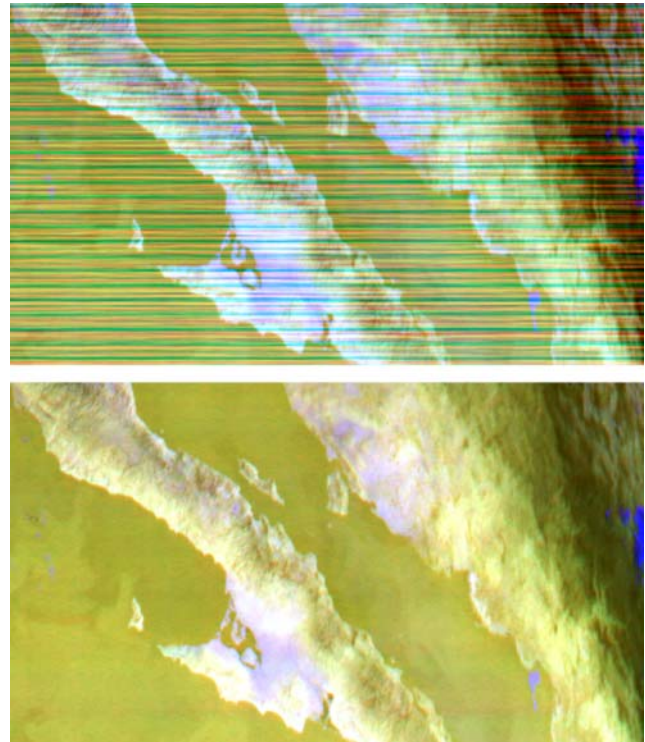


Рис. 4. Коррекция времязависимых структурных искажений

Обработка натурной информации со спутника «Метеор-М» подтвердила, что предложенные модели и алгоритмы позволяют устранять времязависимые структурные искажения на изображениях, когда алгоритмы, основанные на детерминированных моделях, оказываются неработоспособными.

Заключение

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

1. Рассмотренные подходы по статистической коррекции структурных искажений на изображениях от многоэлементных датчиков, содержащих существенно отличающиеся по яркости объекты, позволяют качественно решить эту задачу, в то время как традиционно используемые алгоритмы [1, 2] не обеспечивают необходимого качества коррекции.

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

2. Предложенные алгоритмы коррекции времязависимых структурных искажений позволяют с высокой точностью решить эту задачу, в то время как алгоритмы, основанные на детерминированных коэффициентах, не дают качественного результата.

Относительная погрешность коррекции времязависимых структурных искажений составляет (0,25-0,35)%, так что остаточные искажения становятся неразличимы для оператора.

3. Относительная погрешность яркостного выравнивания сканов на изображениях от КА «Ресурс-ДК» рассмотренным выше алгоритмом не превышает 0,3%.

Рассмотренные модели и алгоритмы в тех или иных модификациях с учетом прикладной области, реализованы в виде программных модулей и используются в Научном центре оперативного мониторинга Земли и Научно-исследовательском центре космической гидрометеорологии «Планета» для обработки изображений, получаемых от отечественных и зарубежных систем дистанционного зондирования Земли.

Работа проводилась в рамках реализации ФЦП «Научные и научно-педагогические кадры инновационной России» на 2009-2015 годы (госконтракт № П2422).

Литература

1. Thome K. J., Growther B. G., Biggar S. F., Reflectance – and irradiance – based calibration of LandSat-5 thematic mapper // Canadian journal of remote sensing, 1997, volume 23, No 4. P. 108-115.
2. Злобин В.К., Еремеев В.В.. Обработка аэрокосмических изображений. – М.: Физматлит, 2006. 286 с.
3. Еремеев В.В., Зенин В.А. Радиометрическая нормализация изображений от многоматричных сканирующих

устройств // Цифровая обработка сигналов. Вып. 3. 2009. – С. 31-35.

4. Зенин В.А., Кузнецов А.Е., Побаруев В.И. Алгоритм радиометрической коррекции изображений с неоднородным сюжетом, полученных от космического аппарата «Ресурс-ДК» // Вестник РГРТУ. Вып. 23, Рязань 2008. С. 43-48.

STATISTICAL MODELS OF CORRECTION OF STRUCTURAL DISTORTIONS ON SATELLITE IMAGES OF A TERRESTRIAL SURFACE

Eremeev V.V., Zenin V.A.

The correction problem in space pictures of a terrestrial surface of the structural distortions caused by change in time of transfer characteristics of photoreception elements of the video gauge is considered. The common decision of this problem, and also the approaches focused on correction of images, containing essentially non-uniform objects on brightness are presented. Questions of correction of video data from multimatrix scanners, including approaches under indemnification nonconstant structural distortions are considered. Results of processing of real pictures are resulted.

