

УДК 528.727

В. В. Еремеев, В. К. Злобин  
(Рязань)

СТАТИСТИЧЕСКИЕ АЛГОРИТМЫ  
РАДИОМЕТРИЧЕСКОЙ КОРРЕКЦИИ ВИДЕОИНФОРМАЦИИ  
ОТ МНОГОЭЛЕМЕНТНЫХ СКАНИРУЮЩИХ СИСТЕМ\*

Предложен статистический подход к определению относительных изменений передаточных характеристик фотоприемных элементов, образующих многоэлементный сканер. Получены аналитические выражения для радиометрической коррекции изображений, т. е. их «очищения» от структурного видеопшума. Выполнена экспериментальная проверка предложенных алгоритмов с привлечением видеоинформации со спутников «Космос-1689» и «Космос-1939».

**Введение.** При дистанционном зондировании Земли эффективное применение находят многоэлементные сканирующие устройства на основе приборов с зарядовой связью [1]. Несмотря на известные достоинства подобных устройств, им присущ серьезный недостаток, состоящий в том, что из-за несовершенства технологии изготовления приборов и их «старения» в процессе эксплуатации передаточные характеристики фотоприемных элементов, образующих линейку сканера, могут случайным образом отличаться друг от друга. В результате на изображении появляются структурные искажения в виде случайных полос (рис. 1, а).

Традиционный метод коррекции таких искажений основан на калибровке сканера в процессе его эксплуатации, т. е. анализе реакции фотоприемников на эталонные световые сигналы от бортовой калибровочной аппаратуры. Выполненные авторами исследования с использованием спутниковой информации [2] показали, что этот метод не всегда удовлетворяет требованиям практики по точности и надежности, приводит к неэффективному использованию канала передачи данных.

**Статистический подход.** В настоящей работе рассматривается иной путь организации радиометрической коррекции, при котором относительные изменения передаточных характеристик фотоприемников определяются на основе статистического анализа ограниченной выборки исходных искаженных видеоданных.

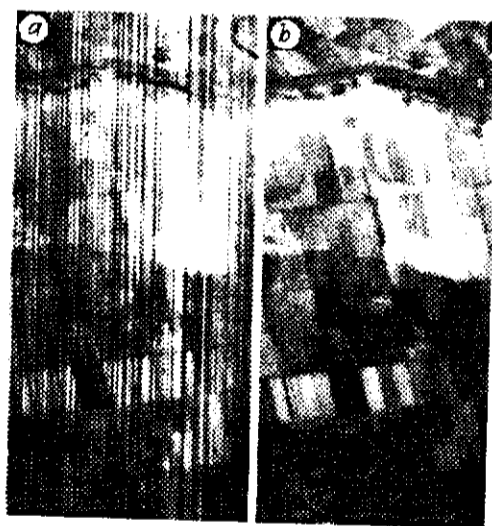


Рис. 1

\* Работа выполнена при финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований.

Поскольку все фотоприемники сканера функционируют в равных условиях, осуществляя преобразование случайных световых сигналов от общего для них объекта наблюдения, то логично предположить, что статистические характеристики (например, выборочные средние, дисперсии и другие) световых сигналов, поступающих на входы соседних фотоприемников, асимптотически приближаются друг к другу по мере увеличения интервала наблюдения (объема выборки). Что же касается статистических характеристик сигналов на выходах фотоприемников, то они также стремятся друг к другу при идентичных передаточных характеристиках и отличаются в противном случае. Рассматриваемые ниже алгоритмы позволяют на основе сопоставления статистических характеристик сигналов на выходах фотоприемников установить функциональные связи между их передаточными характеристиками и произвести радиометрическую коррекцию изображений.

Пусть с помощью многоэлементного сканера сформирована выборка видеоданных в виде матрицы  $X = (x_{ij}), i = \overline{1, I}, j = \overline{1, J}$ . Для определенности будем полагать, что  $j$ -й столбец этой матрицы  $X_j^K$  (назовем его  $j$ -м  $K$ -кластером) представляет собой набор видеоданных, сформированных  $j$ -м фотоприемником в кадровом направлении. Введем понятие базового фотоприемника с эталонной передаточной характеристикой и выберем в качестве него произвольный  $\nu$ -й фотоприемник. Тогда задача радиометрической коррекции сводится к определению набора таких функций  $y = \varphi_j(x)$ , которые позволяют компенсировать различия передаточных характеристик всех фотоприемников по отношению к характеристике  $\nu$ -го фотоприемника, т. е. формировать из матрицы  $X$  матрицу скорректированного изображения  $Y = (y_{ij})$ .

Двухотсчетный алгоритм. Рассмотрим два соседних столбца матрицы  $X$ :  $X_j^K$  и  $X_{j+1}^K$ . В кластере  $X_j^K$  отметим те позиции, в которых элементы равны одному из фиксированных значений  $q = 1, 2, \dots, Q$ . Пусть номера этих позиций образуют множество  $i_q$ . Образуются два набора данных: кластер  $X_{j,q}^K$  из элементов кластера  $X_j^K$  с номерами  $(i_q + 1)$  и кластер  $X_{j+1,q}^K$  из элементов кластера  $X_{j+1}^K$  с номерами  $i_q$ . При идентичных фотоприемниках статистические свойства кластеров  $X_{j,q}^K$  и  $X_{j+1,q}^K$  одинаковы, в частности, совпадают первые моменты. Поэтому, если передаточные характеристики рассматриваемых фотоприемников связаны функцией  $\varphi_{j,j+1}$ , то имеет место соотношение

$$\sum_{q=1}^Q q P_{j+1}(q) = \sum_{q=1}^Q \varphi_{j,j+1}(q) P_j(q), \quad (1)$$

где  $P_j, P_{j+1}$  — плотности вероятностей значений элементов, образующих кластеры  $X_{j,q}^K$  и  $X_{j+1,q}^K$  соответственно.

Средние значения  $M_{j,q}$  и  $M_{j+1,q}$ , полученные соответственно для кластеров  $X_{j,q}^K$  и  $X_{j+1,q}^K$ , незначительно отличаются от  $q$ . Поэтому с большой степенью точности

$$\varphi_{j,j+1}(q) = \varphi_{j,j+1}(M_{j,q}) + (q - M_{j,q}) \left. \frac{d\varphi_{j,j+1}(q)}{dq} \right|_{q=M_{j,q}}. \quad (2)$$

Подставив соотношение (2) в формулу (1) и выполнив несложные преобразования, получим  $M_{j+1,q} = \varphi_{j,j+1}(M_{j,q})$ , т. е. средние значения элементов кластеров  $X_{j,q}^K$  и  $X_{j+1,q}^K$  определяют точку искомой зависимости  $\varphi_{j,j+1}$ . Изменяя  $q$  от 1 до  $Q$ , можно определить  $Q$  точек этой зависимости.

Очевидно, что функция радиометрической коррекции видеоданных  $j$ -го фотоприемника по отношению к  $\nu$ -му фотоприемнику определяется выражением

$$y = \varphi_{j,v}(x) = \begin{cases} \varphi_{v-1,v}(\varphi_{v-2,v-1}(\dots \varphi_{j,j+1}(x))), & j = \overline{1, v-1}; \\ \varphi_{v,v+1}^{-1}(\varphi_{v+1,v+2}^{-1}(\dots \varphi_{j-1,j}^{-1}(x))), & j = \overline{v+1, J}. \end{cases}$$

Можно показать, что двухотсчетный алгоритм в отличие от классического регрессионного подхода [3] дает несмещенные оценки функций радиометрической коррекции.

**Интегральный алгоритм.** Сформируем по данным матрицы  $X$  и кластера  $X_j^K$  эмпирические функции распределения  $\hat{F}(x)$  и  $\hat{F}_j(x)$  соответственно. По мере увеличения объема выборки  $I$  эти функции асимптотически приближаются к теоретическим функциям  $F(x)$  и  $F_j(x)$ , полностью определяющим закон коррекции данных кластера  $X_j^K$ . Действительно, так как передаточные характеристики фотоприемников — неубывающие функции, то при поступлении на вход датчика светового сигнала  $E$ , ограниченного уровнем  $e$ , на выходе  $j$ -го фотоприемника формируется сигнал, ограниченный уровнем  $q_j$ , так что при  $q = \max_j(q_j)$ ,  $j = \overline{1, J}$ , имеют место вероятностные соотношения

$$P(E \leq e) = P(X_j^K \leq q_j) = P(X \leq q), \quad j = \overline{1, J}. \quad (3)$$

Нетрудно понять, что граничные значения  $q_j$  и  $q$  связаны искомой функциональной зависимостью  $q = \varphi_j(q_j)$ . Поэтому, приняв во внимание, что  $P(X_j^K \leq q_j) = F_j(q_j)$  и  $P(X \leq q) = F(q)$ , с учетом выражения (3) получим

$$y = \varphi_j(x) = F^{-1}(F_j(x)), \quad j = \overline{1, J}. \quad (4)$$

Очевидно, что замена в выражении (4) теоретических функций распределения эмпирическими приводит к некоторой погрешности  $\delta(y)$  вычисления  $y$ , определяемой из равенства  $\hat{F}_j(x) = \hat{F}(y + \delta(y))$ . В первом приближении

$$\delta(y) = (dF(y)/dy)^{-1}(\hat{F}_j(x) - \hat{F}(y)).$$

Оценим доверительную область  $\varepsilon_1(y) \leq \delta(y) \leq \varepsilon_2(y)$ , которой с заданной вероятностью  $P_0$  принадлежат значения  $\delta(y)$ . Известно [4], что при фиксированных  $q_j$  и  $q$  распределения случайных величин  $\hat{F}_j(q_j)$  и  $F(q)$  с возрастанием объема выборки  $I$  асимптотически приближаются к нормальному закону с математическими ожиданиями  $F_j(q_j)$  и  $F(q)$  и среднеквадратическими отклонениями

$$\sigma(\hat{F}_j(q_j)) = \sqrt{(1/I)F_j(q_j)(1 - F_j(q_j))}, \quad \sigma(\hat{F}(q)) = \sqrt{(1/I)F(q)(1 - F(q))}. \quad (5)$$

Поскольку  $F_j(q_j) = F(q)$ , то из соотношения (5) следует, что  $\sigma(\hat{F}_j(q_j)) = \sigma(\hat{F}(q)) = \sigma(q)$ .

Зададим соответствующим выбором коэффициента  $r$  доверительный интервал для  $\hat{F}_j(q_j)$  при  $q_j = \text{const}$  и доверительную область для функции  $\hat{F}(q)$ :

$$P(|\hat{F}_j(q_j) - F_j(q_j)| > r\sigma(q)) = P(|\hat{F}(q) - F(q)| > r\sigma(q)) = P_0. \quad (6)$$

Тогда границы доверительной области  $\varepsilon_1(q)$  и  $\varepsilon_2(q)$  могут быть найдены из уравнений

$$F(q - \varepsilon_1(q)) + r\sigma(q - \varepsilon_1(q)) = F(q) - r\sigma(q), \quad (7)$$

$$F(q + \varepsilon_2(q)) - r\sigma(q + \varepsilon_2(q)) = F(q) + r\sigma(q), \quad (8)$$

которые составлены на базе выражений (5) и (6) и равенства  $F_j(q_j) = F(q)$ . С учетом малости  $\varepsilon_1(q)$  и  $\varepsilon_2(q)$  из уравнений (7) и (8) получим

$$\varepsilon_1(q) = \frac{2r\alpha(q)\sigma(q)}{1 - \frac{r(2F(q)-1)}{2l\sigma(q)}}, \quad \varepsilon_2(q) = \frac{2r\alpha(q)\sigma(q)}{1 + \frac{r(2F(q)-1)}{2l\sigma(q)}}, \quad (9)$$

где  $\alpha(q) = \left(\frac{dF(q)}{dq}\right)^{-1}$ .

При достаточно большом объеме выборки  $l$  выражения (9) значительно упрощаются:  $\varepsilon_1(q) = \varepsilon_2(q) = \varepsilon(q) = 2r\alpha(q)\sigma(q)$ , что дает возможность оценить значение  $l$ , достаточное для вычисления функций радиометрической коррекции с точностью  $\pm \varepsilon(q)$ :

$$l \geq 4r^2\alpha^2(q)\varepsilon^{-2}(q)F(q)(1 - F(q)). \quad (10)$$

Из выражений (9) и (10) следует, что погрешность определения относительных изменений характеристик фотоприемников асимптотически стремится к нулю по мере увеличения объема выборки  $l$ .

**Статистический отбор данных.** Для достаточно точного определения зависимостей  $\varphi_j$  эмпирические функции распределения (либо статистические характеристики, используемые в двухотсчетном алгоритме) должны незначительно отличаться от теоретических. Только в этом случае можно считать, что расхождения функций распределения  $\hat{F}_j$  и  $F$  вызваны разбросом передаточных характеристик, а не какими-либо другими факторами. По мере сокращения объема выборки  $l$  различия входных световых сигналов, обусловленные аномальными изменениями наблюдаемого сюжета, могут приводить к значительным отклонениям эмпирических функций распределения от теоретических. Поэтому возникает необходимость в статистическом отборе данных, который в общем случае может быть осуществлен разбиением исходной матрицы  $X$  на части, определением для каждой из частей весового коэффициента доверия, и его учете при формировании функций  $\hat{F}_j$ .

Введем в рассмотрение В-, Г- и Ф-кластеры. В-кластер определим как матрицу  $X_l^B$ ,  $l = \overline{1, L}$ , состоящую из  $m$  столбцов матрицы  $X$  с номерами  $j = (l-1)m + 1 \dots lm$ . Г-кластер определим в виде матрицы  $X_k^G$ ,  $k = \overline{1, K}$ , включающей в себя  $n$  строк матрицы  $X$  с номерами  $i = (k-1)n + 1 \dots kn$ . Ф-кластер определим как матрицу  $X_{kl}^F$ , элементы которой одновременно принадлежат кластерам  $X_l^B$  и  $X_k^G$ . Пусть кластерам  $X_l^B$ ,  $X_k^G$ ,  $X_{kl}^F$  соответствуют эмпирические функции распределения  $\hat{F}_l$ ,  $\hat{F}_k$ ,  $\hat{F}_{kl}$ .

Логично предположить, что по мере увеличения числа столбцов  $m$  матриц  $X_l^B$ ,  $l = \overline{1, L}$ , различия функций  $\hat{F}_l$ , обусловленные разбросом передаточных характеристик фотоприемников, уменьшаются в результате их усреднения в процессе формирования функций  $\hat{F}_l$ . Это же замечание относится и к функциям  $\hat{F}_{kl}$ . Будем считать, что значение  $m$  выбрано таким, что различия функций  $\hat{F}_l$ , а также функций  $\hat{F}_{kl}$  обусловлены в основном локальными изменениями статистических свойств наблюдаемого сюжета, а не разбросом характеристик фотоприемников сканера.

Припишем каждому кластеру  $X_k^G$  вес  $v_k$ , характеризующий степень неоднородности образующих этот кластер данных по отношению к данным матрицы  $X$ . Тогда задачу статистического отбора данных можно свести к определению таких значений весов  $v_k$ ,  $k = \overline{1, K}$ , при которых минимизируется суммарная погрешность определения функций  $\hat{F}_l$ ,  $l = \overline{1, L}$ , обусловленная неоднородностью сюжета. Определим количественно статистическую неоднородность изображения в виде функционала

$$R = \sum_{q=1}^Q \sum_{i=1}^L (\hat{F}_i(q) - \hat{F}(q))^2. \quad (11)$$

С учетом введения весов при условии, что  $\sum_k v_k = 1$ , выражение (11) преобразуется к виду

$$R = \sum_q \sum_i \left( \sum_k v_k (\hat{F}_{ki} - \hat{F}) \right)^2, \quad (12)$$

где аргумент  $q$  для простоты опущен. Если предположить, что случайные функции  $F_{ki}$ ,  $k = \overline{1, K}$ , слабо зависимы, что подтверждается на практике, то формула (12) принимает более пригодную для использования форму:

$$R = \sum_q \sum_i \sum_k (v_k (\hat{F}_{ki} - \hat{F}))^2.$$

Значения весов  $v_k$ ,  $k = \overline{1, K}$ , при которых функционал  $R$  принимает наименьшее значение, нетрудно определить по методу Лагранжа:

$$v_k = \left( \sum_k \left( \sum_q \sum_i (\hat{F}_{ki} - \hat{F})^2 \right)^{-1} \right)^{-1} \left( \sum_q \sum_i (\hat{F}_{ki} - \hat{F})^2 \right)^{-2}, \quad k = \overline{1, K}.$$

Заметим, что статистическая неоднородность  $\Gamma$ -кластеров  $X_k^\Gamma$ ,  $k = \overline{1, K}$ , не оказывает сколько-нибудь значительного влияния на точность определения передаточных характеристик фотоприемников, если, однако,  $\Phi$ -кластеры в пределах каждого из  $\Gamma$ -кластеров статистически однородны. Поэтому в качестве эталонной функции распределения для произвольного  $k$ -го  $\Gamma$ -кластера разумно выбрать функцию, усредненную по множеству образующих его  $\Phi$ -кластеров, т. е. рассчитывать веса  $v_k$  по формуле

$$v_k = \left( \sum_k \left( \sum_q \sum_i (\hat{F}_{ki} - \hat{F}_k)^2 \right)^{-1} \right)^{-1} \left( \sum_q \sum_i (\hat{F}_{ki} - \hat{F}_k)^2 \right)^{-2}, \quad k = \overline{1, K}, \quad (13)$$

где  $\hat{F}_k = \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L \hat{F}_{ki}$ .

С учетом найденных весов определим для каждого фотоприемника эмпирические функции распределения:

$$\hat{F}_j(q) = \sum_k v_k \hat{F}_{kj}(q), \quad j = \overline{1, J}, \quad (14)$$

где  $\hat{F}_{kj}$  — функция, построенная по данным  $j$ -го фотоприемника, принадлежащим кластеру  $X_k^\Gamma$ .

Формирование по формуле (14) эмпирических функций распределения с учетом весов, рассчитанных по формуле (13), позволяет значительно снизить флуктуации этих функций, вызванные пространственной неоднородностью изображения, что в конечном счете существенно повышает точность радиометрической коррекции.

**Заключение.** Рассмотренные выше алгоритмы радиометрической коррекции видеоданных реализованы в виде пакетов прикладных программ и испытаны с привлечением многозональной видеоинформации со спутников «Космос-1689» и «Космос-1939» [2]. В результате установлено, что по совокупности положительных свойств, прежде всего точности, помехозащищенности, нечувствительности к нелинейности передаточных характеристик фотоприемников, интегральный алгоритм обладает преимуществами. Он надежно обеспечивает относительную точность радиометрической коррекции порядка

0,2 % при объеме статистической выборки 8—10 тысяч элементов для каждого фотоприемника при 15—20 %-м разбросе передаточных характеристик. При этом использование метода статистического отбора данных позволяет значительно снизить требования к объему выборки. Так, например, для достижения точности коррекции 0,2 % в случае использования отбора данных требуется выборка всего лишь порядка 1,5—2 тысяч элементов.

Двухотсчетный алгоритм обеспечивает примерно такое же качество «очищения» изображения от структурного шума, но при ограниченном числе фотоприемных элементов датчика (порядка 8—10). Достоинством этого алгоритма являются малые вычислительные затраты при определении функций радиометрической коррекции.

На рис. 1, *a* приведен участок изображения от многозонального сканирующего устройства МСУ-Э [2], а на рис. 1, *b* — результат радиометрической коррекции по интегральному алгоритму при объеме выборки 5 тысяч элементов.

Аномальные неоднородности сюжета моделировались путем наложения на исходное изображение (см. рис. 1, *a*) прямоугольных фрагментов с постоянной яркостью. На рис. 2, *a* представлен результат радиометрической коррекции такого изображения при выборке объемом 2 тысячи элементов без процедуры статистического отбора данных, а на рис. 2, *b* — с процедурой отбора. Как видим, использование алгоритма отбора данных обеспечивает хорошее качество «очищения» изображения от структурного шума при объеме выборки всего лишь 2 тысячи элементов.

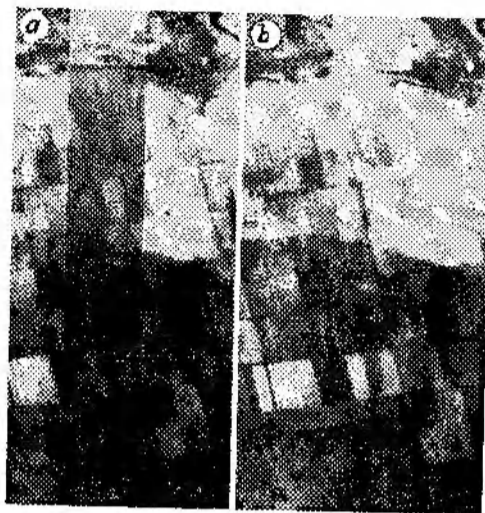


Рис. 2

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Кронберг П. Дистанционное изучение Земли. М.: Мир, 1988.
2. Злобин В. К., Селиванов А. С., Еремеев В. В., Тучип Ю. М. Мультипроцессорная технология межотраслевой обработки видеоданных, полученных системой «Ресурс-01» // Исследование Земли из космоса. 1992. № 2.
3. Дрейпер Н., Смит Г. Прикладной регрессионный анализ. М.: Статистика, 1973.
4. Пугачев В. С. Теория вероятностей и математическая статистика. М.: Наука, 1979.

Поступила в редакцию 4 ноября 1994 г.