РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАУК

СИБИРСКОЕ ОТДЕЛЕНИЕ

АВТОМЕТРИЯ

№ 3 2000

УДК 519.23 : 528.727

В. К. Злобин, В. В. Еремеев, В. Г. Новоселов

(Рязань)

АЛГОРИТМ ВЫСОКОТОЧНОГО ФОТОМЕТРИЧЕСКОГО СОВМЕЩЕНИЯ РАЗНОВРЕМЕННЫХ КОСМИЧЕСКИХ ИЗОБРАЖЕНИЙ

Рассматривается задача высокоточного совмещения изображений поверхности Земли, полученных в различных условиях наблюдения. Для решения этой задачи предложен помехозащищенный алгоритм яркостного выравнивания, основанный на корреляционно-экстремальном анализе гистограмм совмещаемых изображений и итерационной процедуре компенсации содержательных различий. Приводятся результаты экспериментальных исследований алгоритма на реальной спутниковой информации.

Введение. При создании космических карт обширных территорий из отдельных перекрывающихся снимков земной поверхности необходимо решить задачу их бесшовного геометрического и фотометрического совмещений. Технология геометрического совмещения рассмотрена в работе [1]. Вторая не менее важная задача состоит в яркостном выравнивании совмещаемых изображений и должна решаться с высокой точностью, поскольку глаз человека замечает относительные яркостные различия вдоль линии соединения снимков порядка 1–2 %. Сложность этой задачи обусловлена тем, что изображения одной и той же территории формируются в разное время и в общем случае различными датчиками и могут значительно отличаться вследствие неодинаковой освещенности, состояния атмосферы и подстилающей поверхности. Действие антропогенных, сезонных, геологических и других факторов приводит к тому, что на одном из снимков могут присутствовать объекты, не содержащиеся на другом.

Охарактеризуем яркости одноименных точек, принадлежащих области перекрытия базового и присоединяемого изображений, соответственно случайными величинами Y и X. Задача фотометрического выравнивания сводится к яркостному преобразованию присоединяемого снимка:

$$Y=\varphi(X,\boldsymbol{\theta}), \tag{1}$$

где $\boldsymbol{\theta}=[\theta_1,\theta_2,\dots,\theta_k]^T$ – вектор параметров функции φ, при которых яркостные различия становятся незаметными.

Параметры вектора $\boldsymbol{\theta}$ могут быть оценены на основе сопоставления случайных величин Y и X. Естественной попыткой является использование для этого статистического подхода, основанного на нахождении такого вектора θ, при котором статистические характеристики (например, гистограммы) случайных величин Y и $\varphi(X,\theta)$ становятся идентичными. Однако известные статистические алгоритмы [2] не могут быть непосредственно распространены на рассматриваемый случай, поскольку из-за разновременности съемки перекрывающиеся области могут иметь значительные содержательные различия. Поэтому выравнивание в результате яркостной коррекции статистических характеристик двух изображений не дает гарантии их бесшовного фотометрического совмещения.

Модель фотометрического совмещения. В настоящей работе рассматривается алгоритм, малочувствительный к содержательным различиям между совмещаемыми изображениями. Представим случайную величину X в виде суммы полезного сигнала S и аддитивной помехи Λ, характеризующей содержательные отличия присоединяемого изображения относительно базового: $X = S + \Lambda$. Пусть случайные величины X, Y, S, Λ имеют соответственно плотности распределения вероятности $f_y(g)$, $f_x(g)$, $f_s(g)$ $f_\lambda(g)$, где g – значение яркости. Считая, что содержательные различия равновероятны для любой точки в области перекрытия присоединяемого снимка, плотность распределения вероятности случайной величины X представим в виде

$$f_x(g) = (1-\alpha)f_s(g) + \alpha f_\lambda(g), \tag{2}$$

где α – доля содержательных различий, определяемая отношением площади области перекрытия, занятой содержательными различиями, к площади всей области.

При наличии помеховой компоненты Λ искомой зависимостью φ связаны уже не Y и X, а Y и S, т. е. $Y = \varphi(S,\theta)$. В этом случае, как известно [3], связь между функциями $f_y(g)$ и $f_s(g)$ описывается выражением

$$f_y(g) = \frac{d\varphi^{-1}(g,\theta)}{dg} f_s[\varphi^{-1}(g,\theta)]. \tag{3}$$

Найдем из (3) в явном виде выражение для искомой функции φ. Для этого, интегрируя на отрезке $[0,g]$ правую и левую части равенства (3), получим выражение для функции распределения случайной величины Y:

$$F_y(g) = \int_0^g f_y(z)dz = \int_0^g f_s[\varphi^{-1}(z,\theta)]\frac{d\varphi^{-1}(z,\theta)}{dz}dz. \tag{4}$$

Вводя обозначение $t = \varphi^{-1}(z,\theta)$ и учитывая известные свойства плотности распределения вероятности, выражение (4) преобразуем к виду

$$F_y(g) = \int_0^g f_s(t)dt = F_s(g), \tag{5}$$

где $F_s(g)$ – функция распределения случайной величины S. Отсюда следует выражение

$$\varphi(g,\theta) = F_y^{-1}[F_s(g)], \tag{6}$$

из которого могут быть оценены компоненты вектора $\boldsymbol{\theta}$.

Схема решения задачи. Для анализа доступна аддитивная смесь неискаженного сигнала S и помехи Λ, в то время как для достоверной оценки компонент вектора $\boldsymbol{\theta}$ по формуле (6) необходимо определить функцию распределения незашумленного сигнала S. В основу решения этой задачи положены два конструктивных подхода.

Во-первых, фотометрическое соответствие между изображениями, описываемое функцией φ, определяется на основе корреляционного совмещения функций $f_y(g)$ и $f_x(g)$. В отличие от классического применения корреляционной обработки в сигнальном пространстве в данном случае анализ осуществляется в вероятностном пространстве. Поскольку аргументом функций $f_y(g)$ и $f_x(g)$ является значение яркости, то, зная функциональную связь между ними, можно установить фотометрическое соответствие между одноименными точками двух изображений. Кроме того, как показали экспериментальные исследования, даже при значительной доле помехи в общем сигнале максимум взаимной корреляционной функции $f_y(g)$ и $f_x(g)$ достигается практически при том же значении аргумента, что и при совмещении $f_y(g)$ и $f_s(g)$, т. е. данный подход является устойчивым к наличию помеховой компоненты $f_\lambda(g)$. В дальнейшем, вместо плотностей распределения вероятности случайных величин X, Y, S, Λ, будем использовать их оценки – гистограммы.

Выполним преобразование гистограммы $f_x(g)$:

$$f_w(g,\omega) = \frac{d\varphi^{-1}(g, \boldsymbol{\omega})}{dg} f_x[\varphi^{-1}(g,\boldsymbol{\omega})], \tag{7}$$

т. е. получим новую гистограмму $f_w(g)$, соответствующую случайной величине $W(\boldsymbol{\omega}) = \varphi(X, \boldsymbol{\omega})$, где $\boldsymbol{\omega} = [\omega_1, \omega_2, ..., \omega_k]^T$ – вектор параметров такой, что $W = Y$ при $\boldsymbol{\omega} = \boldsymbol{\theta}$. Определим искомую оценку вектора параметров функции фотометрического преобразования:

$$\hat{\boldsymbol{\theta}} = \arg\max_{\boldsymbol{\omega}} \rho_{y,w}(\boldsymbol{\omega}), \tag{8}$$

где $\rho_{y,w}(\boldsymbol{\omega})$ – коэффициент корреляции между гистограммами $f_y(g)$ и $f_w(g)$.

Во-вторых, используется итерационная процедура «очищения» функции $f_x(g)$ от помеховой компоненты $f_\lambda(g)$. На первой итерации путем корреляционного сопоставления гистограмм $f_y(g)$ и $f_x(g)$ производится начальная оценка компонент вектора $\boldsymbol{\theta}$, на основе чего определяется начальное приближение функции $f_\lambda(g)$. Далее, с использованием формулы (2) выполняется оценка гистограммы полезного сигнала $f_s(g)$, на основе которой вектор параметров $\boldsymbol{\theta}$ уточняется, и так до тех пор, пока α не достигнет достаточно малой величины.

Итерационная процедура «очищения» гистограммы. Пусть в результате корреляционного совмещения гистограмм $f_y(g)$ и $f_x(g)$ получена оценка вектора $\boldsymbol{\theta} = \hat{\boldsymbol{\theta}}$. Образуем разность между известной функцией $f_y(g)$ и ее оценкой, найденной с использованием $\hat{\boldsymbol{\theta}}$:

$$z(g) = f_y(g) - \frac{d\varphi^{-1}(g, \hat{\boldsymbol{\theta}})}{dg} f_x[\varphi^{-1}(g, \hat{\boldsymbol{\theta}})]. \tag{9}$$

Используя выражение (2), преобразуем вычитаемое в формуле (9):

$$z(g)=f_y(g)-\left\{(1-\alpha)\frac{d\varphi^{-1}(g,\hat{\theta})}{dg}f_s[\varphi^{-1}(g,\hat{\mathbf{a}})]+\alpha\frac{d\varphi^{-1}(g,\hat{\theta})}{dg}f_\lambda[\varphi^{-1}(g,\hat{\theta})]\right\}. \quad (10)$$

Поскольку $\frac{d\varphi^{-1}(g,\hat{\theta})}{dg}f_s[\varphi^{-1}(g,\hat{\theta})]\approx f_y(g)$, то

$$z(g)=\alpha\left\{f_y(g)-\frac{d\varphi^{-1}(g,\hat{\theta})}{dg}f_\lambda[\varphi^{-1}(g,\hat{\theta})]\right\}. \quad (11)$$

Вводя обозначение $\gamma(g)=\frac{d\varphi^{-1}(g,\hat{\theta})}{dg}f_\lambda[\varphi^{-1}(g,\hat{\theta})]$, получим

$$\gamma(g)=f_y(g)-\frac{z(g)}{\alpha}. \quad (12)$$

Найдем оценку $\alpha=\hat{\alpha}$. Для этого рассмотрим частное:

$$\frac{z(g)}{f_y(g)}=\alpha-\alpha\frac{f_\lambda(g)}{f_y(g)}. \quad (13)$$

При $f_\lambda(g)=0$ (область отсутствия помехи) $z(g)/f_y(g)=\alpha$, а при $f_\lambda(g)\neq 0$ $z(g)/f_y(g)<\alpha$. Следовательно, для оценки коэффициента α можно воспользоваться выражением

$$\hat{\alpha}=\max_g\frac{z(g)}{f_y(g)}. \quad (14)$$

Оценим теперь $f_\lambda(g)$ с учетом $\hat{\theta}$, $\hat{\alpha}$ и выражения (12):

$$f_\lambda(g)=\gamma[\varphi(g,\hat{\theta})]\Big/\frac{d\varphi^{-1}(g,\hat{\theta})}{dg}, \quad (15)$$

после чего получим первое приближение гистограммы полезного сигнала:

$$\hat{f}_s(g)=\frac{f_x(g)-\hat{\alpha}f_\lambda(g)}{1-\hat{\alpha}}. \quad (16)$$

Следующие итерации выполняются аналогичным образом с использованием $f_s(g)$ вместо $f_x(g)$, а условием окончания процесса «очищения» гистограммы $f_x(g)$ служит достижение $\hat{\alpha}$ достаточно малой величины.

Экспериментальное исследование. На базе одного и того же изображения формировались две гистограммы: одна (базовая) на основе четных, а другая (корректируемая) на основе нечетных строк. После этого в корректируемую гистограмму добавлялась помеха в виде нормально распределенной случайной величины с плотностью вероятности $N(m,\sigma)$, $m = m_s + 2\sigma_s$, $\sigma = 0{,}5\sigma_s$, где m_s, σ_s – соответственно среднее значение и среднеквадратичное отклонение (СКО) случайной величины S. В результате формировалась серия гистограмм корректируемых изображений:

$$f_x(g) = (1-\alpha) f_s(g) + \alpha N(m,\sigma), \qquad 0 \le \alpha \le 0{,}5. \tag{17}$$

Ставилась задача оценки при различных значениях α коэффициентов a_0, a_1 линейной функции фотометрического выравнивания $\varphi(g) = a_0 + a_1 g$ при априорно известных значениях коэффициентов $a_0 = 0, a_1 = 1$. В качестве меры точности фотометрического выравнивания использовалось СКО разности оцениваемых коэффициентов и их ожидаемых значений:

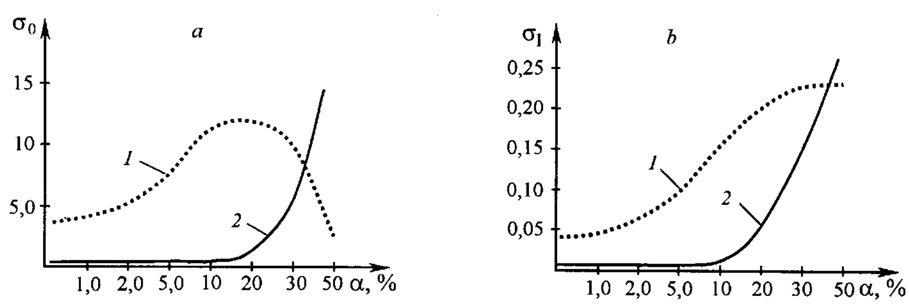
$$\sigma_0 = \sqrt{\frac{1}{I}\sum_{i=1}^{I}(\hat{a}_{0i})^2}, \qquad \sigma_1 = \sqrt{\frac{1}{I}\sum_{i=1}^{I}(\hat{a}_{1i} - 1)^2}, \tag{18}$$

где $\hat{a}_{0i}$, $\hat{a}_{1i}$ – i-я оценка коэффициентов; I – количество опытов, проведенных для одного фиксированного значения α. Полученные результаты сопоставлялись с известной процедурой оценки a_0, a_1 на основе средних и СКО [4]:

$$\hat{a}_1 = \sqrt{\sigma_y / \sigma_x}, \qquad \hat{a}_0 = m_y - m_x \sqrt{\sigma_y / \sigma_x}, \tag{19}$$

где m_x, σ_x, m_y, σ_y – соответственно средние значения и СКО случайных величин X и Y.

На рис. 1, *a*, *b* приведены результаты, полученные при использовании видеоданных от 3-го спектрального канала датчика МСУ-Э космической системы «Ресурс-О1» [5]. В результате экспериментальных исследований установлено, что рассмотренный корреляционный алгоритм обеспечивает устойчивое решение задачи при уровне помехи 16–18 %. Напротив, алгоритм моментов [4], основанный на формуле (19), характеризуется недопустимой погрешностью оценки a_0, a_1 уже при 2 %-м уровне содержательных различий. Предложенный алгоритм реализован в виде модуля в системе обработки данных дистанционного зондирования Земли NormSat [1] и апробирован при создании космокарт Рязанской и Тульской областей по материалам съемки системы «Ресурс-О1».



Зависимость погрешностей оценок a_0 (*a*) и a_1 (*b*) от доли помех: *1* – базовый алгоритм, *2* – корреляционный алгоритм

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Злобин В. К., Еремеев В. В., Кузнецов А. Е.** Геоинформационная система космического картографирования // 2-я Междунар. науч.-техн. конф. «Космонавтика. Радиоэлектроника. Геоинформатика»: Тез. докл. Рязань: Рязан. гос. радиотехн. акад., 1998.
2. **Злобин В. К., Еремеев В. В.** Нормализация видеоданных в системах дистанционного зондирования Земли // Электросвязь. 1992. № 4. С. 12.
3. **Пугачев В. С.** Теория вероятностей и математическая статистика. М.: Наука, 1979.
4. **Еремеев В. В., Злобин В. К.** Статистические алгоритмы радиометрической коррекции видеоинформации от многоэлементных сканирующих систем // Автометрия. 1995. № 3. С. 78.
5. **Селиванов А. С., Тучин Ю. М.** Оперативная система наблюдения Земли «Ресурс-О1» // Исслед. Земли из космоса. 1988. № 3. С. 101.

Рязанская государственная
радиотехническая академия,
E-mail: rector@rgrta.ryazan.su

Поступила в редакцию
29 сентября 1999 г.