

# Прогноз вероятности улучшения оценок на итерациях псевдоградиентного оценивания параметров изображений

Д.Г. Краус<sup>1</sup>, Р.О. Коваленко<sup>1</sup>, А.Г. Ташлинский<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Ульяновский государственный технический университет, ул. Северный Венец, 32, Ульяновск, Россия, 432027

**Аннотация.** Рассмотрена скалярная характеристика, названная коэффициентом изменения оценок и позволяющая формировать вероятностный прогноз улучшения оценок при псевдоградиентном оценивании параметров изображений. Эффективность применения характеристики исследована на примере задачи оценивания параметров межкадровых геометрических деформаций изображений. Приведены примеры расчета коэффициента изменения оценок при использовании модели подобия межкадровых деформаций для случаев выбора в качестве целевых функций оценивания среднего квадрата межкадровой разности и коэффициента межкадровой корреляции. Исследования показали, что в последнем случае на итерациях оценивания наблюдается небольшой проигрыш в вероятности улучшения оценок, однако оценки параметров более устойчивы к глобальному изменению яркости изображений и подсветке. Предложенная характеристика может быть использована для вероятностного математического моделирования и анализа процесса псевдоградиентного оценивания параметров изображений.

## 1. Введение

Растет число технических систем, использующих пространственные апертуры датчиков сигналов: различные системы мониторинга, технического зрения, медицины, Интернета, которые регистрируют и передают огромные объемы данных. Без подобных систем уже невозможно представить жизнь даже на бытовом уровне. Всё большую роль играют и методы обработки, улучшающие визуальное восприятие, анализ, распознавание и интерпретацию изображений для принятия решений и управления поведением технических систем. Большие скорости поступления и передачи данных в информационных системах обработки изображений обусловили применение безыдентификационных псевдоградиентных процедур [1] оценивания параметров последовательностей изображений, обеспечивающих высокое быстродействие, эффективную сходимость оценок и работоспособность при изменениях влияющих факторов. Класс псевдоградиентных процедур (термин введен Я.З. Цыпкиным [1]) очень широк и включает в себя процедуры стохастической аппроксимации Робинса – Монро и Кифера – Вольфовица, регулярного и случайного поиска, покоординатного спуска, обобщенного стохастического градиента и многие другие.

При безыдентификационном псевдоградиентном оценивании параметров изображений процедура формирования оценок  $\hat{\mathbf{a}}_t$  параметров  $\mathbf{a}$  на текущей  $t$ -й итерации предполагает их дискретное изменение относительно предыдущих оценок  $\hat{\mathbf{a}}_{t-1}$  [2,3]:

$$\hat{\mathbf{a}}_t = \hat{\mathbf{a}}_{t-1} + \Delta \hat{\mathbf{a}}_t, \quad (1)$$

где  $\Delta \hat{\mathbf{a}}_t = \pm \Lambda_t \mathbf{B}_t(Q(Z_t, \hat{\mathbf{a}}_{t-1}))$ , знак «-» соответствует случаю, когда требуется минимизация целевой функции (ЦФ) качества оценивания, а знак «+» - когда достигается максимизация;  $\mathbf{B}$  - псевдоградиент целевой функции (ЦФ)  $Q$ ;  $\Lambda_t$  - положительно определенная матрица усиления, определяющая изменение оценок параметров на итерациях оценивания;  $Z_t$  - локальная выборка отсчетов, по которой с учетом текущих оценок  $\hat{\mathbf{a}}_{t-1}$  вычисляется псевдоградиент [4];  $t$  - номер итерации оценивания. Как уже отмечалось, одним из достоинств псевдоградиентных процедур является их высокое быстродействие, для достижения которого матрица усиления  $\Lambda_t$ , как правило, задается диагональной, что предполагается и в данной работе.

Поскольку на  $t$ -й итерации оценка  $\hat{\alpha}_{i,t}$   $i$ -го параметра изменяется дискретно, для неё возможны только три события: оценка ухудшается с некоторой вероятностью  $\rho_i^-(\boldsymbol{\varepsilon}_t)$  (под ухудшением понимается изменение оценки в сторону от оптимального значения  $\alpha_i^*$ , при котором достигается экстремум ЦФ); оценка не изменяется с вероятностью  $\rho_i^0(\boldsymbol{\varepsilon}_t)$ ; изменение оценки параметра направлено в сторону оптимального значения с вероятностью  $\rho_i^+(\boldsymbol{\varepsilon}_t) = 1 - \rho_i^0(\boldsymbol{\varepsilon}_t) - \rho_i^-(\boldsymbol{\varepsilon}_t)$ , где  $\boldsymbol{\varepsilon}_t = \hat{\mathbf{a}}_t - \mathbf{a}^*$  - рассогласование вектора оценок параметров и его оптимального значения на  $t$ -й итерации оценивания. Нахождение вероятностей  $\rho_i(\boldsymbol{\varepsilon}_t)$ , которые называют также вероятностями сноса оценок, рассмотрено в работе [5].

Вероятности сноса являются векторной вероятностной характеристикой поведения оценок. В то же время, для упрощения и уменьшения вычислительной сложности математического моделирования [6] и анализа процесса псевдоградиентного оценивания параметров изображений при конечном числе итераций, актуальным является поиск простых скалярных характеристик, адекватно характеризующих вероятностные свойства поведения вектора оценок на заданной итерации оценивания.

## 2. Коэффициент изменения оценок

При нахождении для оценки  $i$ -го параметра вероятности  $\rho_i^+(\boldsymbol{\varepsilon}_t)$  при текущем рассогласовании  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  можно использовать то обстоятельство, что  $\rho_i^+(\boldsymbol{\varepsilon}_t)$  - это вероятность того, что в пространстве параметров направление проекции псевдоградиента на базовую ось параметра  $\alpha_i$  совпадает с направлением проекции градиента [7]. В частности, если ЦФ качества процедуры (1) предполагает достижение максимума и текущее рассогласование  $\varepsilon_{it} > 0$ , то

$$\rho_i^+(\boldsymbol{\varepsilon}_t) = P\{\beta_i < 0\} = \int_{-\infty}^0 w(\beta_i(Z_t, \hat{\mathbf{a}}_{t-1})) d\beta_i, \quad (2)$$

где:  $w(\beta_i(Z_t, \hat{\mathbf{a}}_{t-1}))$  - плотность распределения вероятностей (ПРВ) проекции  $\beta_i$  псевдоградиента на ось параметра  $\alpha_i$ .

Для дальнейшего рассмотрения будем полагать, что процедура (1) релейного типа [1] (используется только знак направления псевдоградиента), а  $\mathbf{a}$  - параметры межкадровых геометрических деформаций изображений (МГДИ), соответствующие модели подобия [8], при которой вектор  $\mathbf{a} = (h_1, h_2, \varphi, \kappa)^T$  оцениваемых параметров включает в себя параллельный

сдвиг  $(h_x, h_y)$ , угол поворота  $\varphi$  и масштабный коэффициент  $K$ . Тогда, с учетом (2), математическое ожидание оценки параметра  $\alpha_i$  на  $t$ -й итерации можно найти как:

$$M[\hat{\alpha}_{i,t}] = (\hat{\alpha}_{i,t-1} + \lambda_{i,t})\rho^-(\varepsilon_{t-1}) + \hat{\alpha}_{i,t-1}\rho^0(\varepsilon_{t-1}) + (\hat{\alpha}_{i,t-1} - \lambda_{i,t})\rho^+(\varepsilon_{t-1}) = \hat{\alpha}_{i,t-1} - \lambda_{i,t}(\rho^+(\varepsilon_{t-1}) - \rho^-(\varepsilon_{t-1})),$$

где  $\lambda_{i,t}$  - соответствующий диагональный элемент матрицы  $\Lambda_t$ . При этом изменение по отношению к значению математического ожидания оценки на предыдущей  $(t-1)$ -й итерации составит величину:

$$- \lambda_{i,t}(\rho^+(\varepsilon_{t-1}) - \rho^-(\varepsilon_{t-1})).$$

Если  $\rho^+(\varepsilon_{t-1}) > \rho^-(\varepsilon_{t-1})$ , то оценка улучшится, в противном случае - ухудшится. Введем характеристику

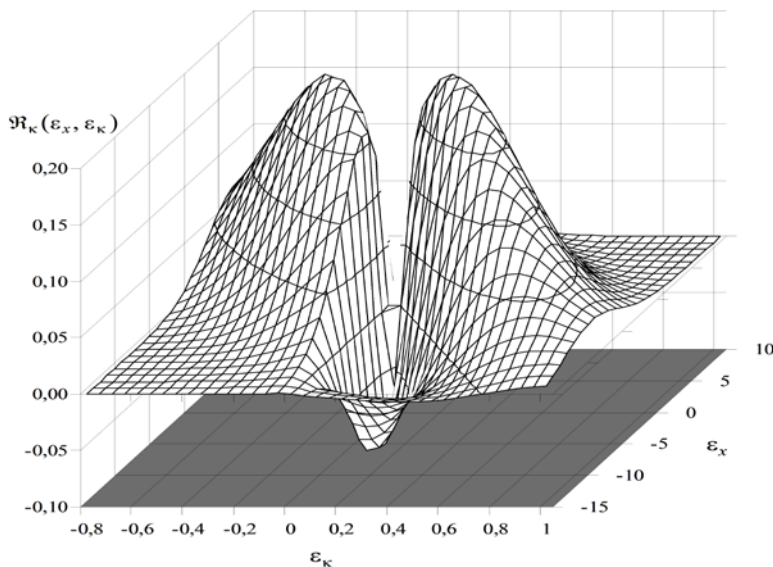
$$\mathfrak{R}_i = \rho_i^+(\varepsilon) - \rho_i^-(\varepsilon) = \int_{-\infty}^0 w(\beta_i(Z_t, \hat{\alpha}_{i,t-1}))d\beta_i - \int_0^{\infty} w(\beta_i(Z_t, \hat{\alpha}_{i,t-1}))d\beta_i, \tag{3}$$

которую далее будем называть коэффициентом изменения оценки (КИО). Диапазон изменения КИО от -1 до +1. При отрицательных значениях модуль КИО численно равен вероятности ухудшения оценки, при положительных – вероятности улучшения.

Будем также считать, что исследуемые изображения  $Z^{(1)}$  и  $Z^{(2)}$  заданы регулярной сеткой отсчетов, яркости которых имеют Гауссову ПРВ с нулевым средним и автокорреляционной функцией  $R(l)$ . Модель наблюдаемых отсчетов изображений:  $z_j^{(1)} = s_j^{(1)} + \theta_j^{(1)}$ ,  $z_j^{(2)} = s_j^{(2)} + \theta_j^{(2)}$ , где  $s_j^{(1)}$  и  $s_j^{(2)} = s_j^{(1)}(\alpha)$  - полезные сигналы, причем  $s_j^{(2)}$  получен передискретизацией [8]  $Z^{(1)}$  в соответствии с параметрами  $\alpha$  модели МГДИ в точке с координатами  $\mathbf{j}_t$ ;  $\theta_j^{(1)}$ ,  $\theta_j^{(2)}$  - независимые Гауссовы шумы с нулевыми средними и одинаковыми дисперсиями  $\sigma_\theta^2$ .

Учитывая, что вероятность  $\rho_i^0(\varepsilon_t)$  много меньше остальных вероятностей сноса [9], для упрощения расчетов примем её равной нулю. Тогда

$$\mathfrak{R}_i = 2\rho_i^+(\varepsilon) - 1. \tag{4}$$



**Рисунок 1.** Пример КИО коэффициента масштаба в пространстве рассогласованный коэффициент масштаба и параллельного сдвига по одной из осей.

Отметим, что если в используемой модели МГДИ есть параметры, оценки которых коррелированы, в частности для принятой в работе модели это оценки угла поворота  $\varphi$  и

коэффициента масштаба  $\mathcal{K}$ , то поведение КИО в пространстве параметров может носить весьма сложный характер и иметь несколько экстремумов. Для примера на рисунке 1 приведена зависимость КИО коэффициента масштаба  $\mathfrak{R}_\kappa(\varepsilon_x, \varepsilon_\kappa)$  от рассогласования коэффициента масштаба ( $\varepsilon_\kappa$ ) и параллельного сдвига по оси  $\theta$ -X ( $\varepsilon_x$ ) при параллельном сдвиге по оси  $\theta$ -Y, равном нулю.

### 3. Примеры расчета коэффициента изменения оценки в частных случаях

Найдем КИО для двух ЦФ, часто используемых при оценивании МГДИ: среднего квадрата межкадровой разности и коэффициента межкадровой корреляции.

#### 3.1. Средний квадрат межкадровой разности

При выборе в качестве ЦФ оценивания среднего квадрата межкадровой разности исследуемых изображений  $\mathbf{Z}^{(1)}$  и  $\mathbf{Z}^{(2)}$ , ее оценка на  $t$ -й итерации может быть найдена как:

$$\hat{Q}_t = \mu^{-1} \sum_{\mathbf{j}_t \in \Omega_t} (z_{\mathbf{j}_t}^{(2)} - \tilde{z}^{(1)}(\mathbf{j}_t, \hat{\mathbf{a}}_{t-1}))^2,$$

где  $\mu$  - объем двумерной локальной выборки  $Z_t = \{z_{\mathbf{j}_t}^{(2)}, \tilde{z}^{(1)}(\mathbf{j}_t, \hat{\mathbf{a}}_{t-1})\}$  отсчетов  $\tilde{z}^{(1)}(\mathbf{j}_t, \hat{\mathbf{a}}_{t-1}) \in \tilde{\mathbf{Z}}^{(1)}$  и  $z_{\mathbf{j}_t}^{(2)} \in \mathbf{Z}^{(2)}$ , где  $\tilde{\mathbf{Z}}^{(1)}$  - передискретизированное изображение, полученное из  $\mathbf{Z}^{(1)}$  с помощью некоторой интерполяции [8] в соответствии с текущими оценками  $\hat{\mathbf{a}}_{t-1}$  параметров деформаций;  $\mathbf{j}_t = (j_x, j_y)^T$  - координаты отсчетов изображения  $\mathbf{Z}^{(2)}$ , взятых в локальную выборку на  $t$ -й итерации. Число этих отсчетов равно объему  $\mu$  выборки, а взаиморасположения их координат представляет собой план  $\Omega_t$  локальной выборки  $Z_t$ .

При принятых ограничениях с учетом (4) и результатов, полученных в работе [10], для проекции псевдоградиента на ось параметра  $\alpha_i$  можно записать:

$$\beta_i = \mu^{-1} \sum_{l=1}^{\mu} (z_{j_{xl}, j_{yl}}^{(2)} - \tilde{z}_l^{(1)}(\bar{j}_l, j_{yl}, \hat{\kappa}, \hat{\phi})) (\tilde{z}_l^{(1)}(j_{xl}+1, j_{yl}, \hat{\kappa}, \hat{\phi}) - \tilde{z}_l^{(1)}(j_{xl}-1, j_{yl}, \hat{\kappa}, \hat{\phi})) A_i + \tag{5} \\ + (\tilde{z}_l^{(1)}(j_{xl}, j_{yl}+1, \hat{\kappa}, \hat{\phi}) - \tilde{z}_l^{(1)}(j_{xl}, j_{yl}-1, \hat{\kappa}, \hat{\phi})) C_i).$$

где значения  $A_i$  и  $C_i$  - функции, зависящие от параметров МГДИ. Для рассматриваемого набора параметров модели подобия выражения для  $A_i$  и  $C_i$ , в которых  $(j_{1o}, j_{2o})$  - центр поворота, приведены в таблице.

**Таблица 1.** Вспомогательные функции для нахождения псевдоградиента.

	$A_i$	$C_i$
$h_1$	1	0
$h_2$	0	1
$\mathcal{K}$	$(a_l - j_{1o}) \cos \hat{\phi} - (b_l - j_{2o}) \varepsilon$	$(a_l - j_{1o}) \sin \hat{\phi} + (b_l - j_{2o}) \varepsilon$
$\Phi$	$-\hat{\kappa}((a_l - j_{1o}) \sin \hat{\phi} + (b_l - j_{2o}) \varepsilon)$	$\hat{\kappa}((a_l - j_{1o}) \cos \hat{\phi} - (b_l - j_{2o}) \varepsilon)$

Нахождение ПРВ  $\beta_i$ , заданной выражением (5) является сложной задачей. Однако приближенное решение можно получить, воспользовавшись тем обстоятельством, что при увеличении объема  $\mu$  локальной выборки ПРВ  $\beta_i$  быстро нормализуется. Тогда, считая ПРВ  $\beta_i$  близкой к Гауссовой, с учетом (3) для КИО  $\mathfrak{R}_i$  можно записать:

$$\mathfrak{R}_i(\bar{\varepsilon}) = 2F(M[\beta_i]/\sigma[\beta_i]) - 1, \tag{6}$$

где  $F(\cdot)$  - функция Лапласа;  $M[\beta_i]$  и  $\sigma[\beta_i]$  - математическое ожидание и среднеквадратическое отклонение проекции  $\beta_i$ . Несложно показать, что

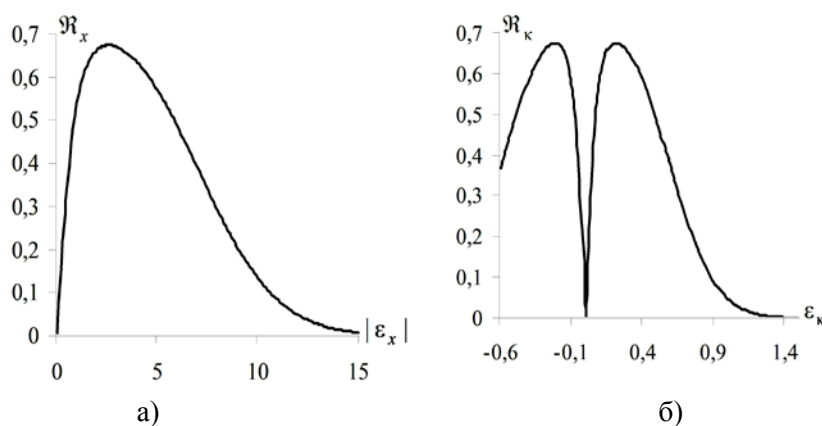
$$M[\beta_i] = -\sum_{l=1}^{\mu} \sigma_s^2 \left[ (R(d_{x-1,y}^{(l)}) - R(d_{x+1,y}^{(l)})) A_{il} + (R(d_{x,y-1}^{(l)}) - R(d_{x,y+1}^{(l)})) C_{il} \right],$$

$$\sigma^2[\beta_i] = 4 \sum_{l=1}^{\mu} \sigma_s^4 \left\{ (\gamma_{il}^2 + \zeta_{il}^2) \left( (1 - R(d_{x,y}^{(l)})) (1 - R(2)) g^{-1} (2 - R(d_{x,y}^{(l)}) - R(2) + g^{-1}) \right) + \right. \\ \left. + [A_{il} (R(d_{x-1,y}^{(l)}) - R(d_{x+1,y}^{(l)})) + C_{il} (R(d_{x,y-1}^{(l)}) - R(d_{x,y+1}^{(l)}))]^2 \right\}, \tag{7}$$

где  $d_{x,y}^{(l)}$  - евклидово расстояние между точкой с координатами  $(j_{xl}, j_{yl})$  изображения  $\mathbf{Z}^{(2)}$  и сопряжённой точкой изображения  $\tilde{\mathbf{Z}}^{(1)}$  с оцененными координатами  $(a_l, b_l)$ ,  $l = \overline{1, \mu}$ ;  $A_{il}$  и  $C_{il}$  - значения функции  $A_i$  и  $C_i$  в точке  $(a_l, b_l)$ ;  $g = \sigma_x^2 / \sigma_\theta^2$  - отношение сигнал/шум.

Из выражения (7) видно, что  $\mathfrak{R}_i$  зависит не только от модели МГДИ, корреляционной функции изображений и параметров помех, но также и от плана  $\Omega_t$  локальной выборки.

Для примера на рисунке 2 приведены графики КИО, рассчитанные по формулам (6) и (7), для параллельного сдвига (рисунок 2,а) и коэффициента масштаба (рисунок 2,б) как функции рассогласований  $\varepsilon_x$  и  $\varepsilon_k$  соответственно, при нулевых рассогласованиях других оценок. При расчете были приняты параметры кадров изображений: корреляционная функция Гауссова с радиусом корреляции 5, отношение сигнал/шум 10.



**Рисунок 2.** Зависимость КИО от рассогласования при использовании среднего квадрата межкадровой разности.

### 3.2. Коэффициент межкадровой корреляции

При использовании в качестве ЦФ оценивания коэффициента межкадрой корреляции её оценка может быть получена как:

$$\hat{Q}_t = (\hat{\sigma}_{z_1} \hat{\sigma}_{z_2})^{-1} \left[ \mu^{-1} \sum_{l=1}^{\mu} \tilde{z}_l^{(1)} z_{jl}^{(2)} - \mu^{-2} \sum_{l=1}^{\mu} \tilde{z}_l^{(1)} \sum_{l=1}^{\mu} z_{jl}^{(2)} \right],$$

где:  $\tilde{z}_l^{(1)} = \tilde{z}^{(1)}(\mathbf{j}_l, \hat{\mathbf{a}}_{t-1}) \in \tilde{\mathbf{Z}}^{(1)}$  -  $l$ -й отсчет локальной выборки  $\mathbf{Z}_t$ , передискретизированного кадра  $\tilde{\mathbf{Z}}^{(1)}$ ;  $z_{jl}^{(2)} \in \mathbf{Z}^{(2)}$ .

Тогда для проекции  $\beta_i$  псевдоградиента на ось параметра  $\alpha_i$  можно записать:

$$\beta_i = \mu^{-2} \left( \sum_{l=1}^{\mu} (\tilde{z}_l^{(1)})^2 \right)^{-3/2} \left( \sum_{l=1}^{\mu} (z_{j_l}^{(2)})^2 \right)^{-1/2} \left[ \sum_{l=1}^{\mu} z_{j_l}^{(2)} \left( \frac{\partial \tilde{z}_l^{(1)}}{\partial \alpha_i} \sum_{k=1}^{\mu} (\tilde{z}_k^{(1)})^2 - \tilde{z}_l^{(1)} \sum_{k=1}^{\mu} \tilde{z}_k^{(1)} \frac{\partial \tilde{z}_k^{(1)}}{\partial \alpha_i} \right) \right]. \quad (8)$$

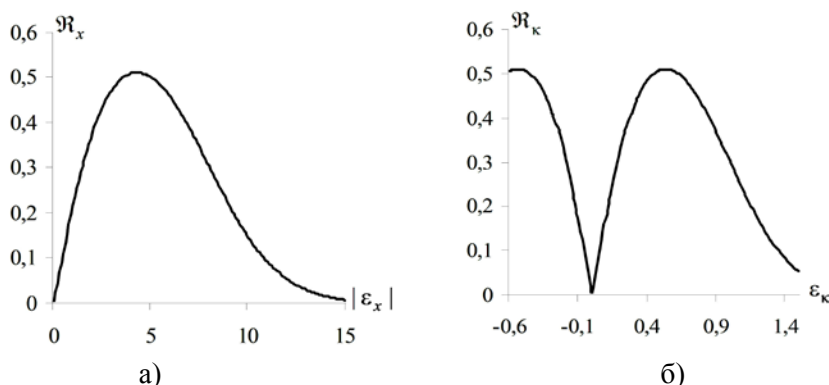
При этом математическое ожидание и среднеквадратическое отклонение проекции (8) составят:

$$M[\beta_i] = 0.5 \mu^{-2} (\mu - 1) \sum_{l=1}^{\mu} [A_{il} (R(d_{x-1,y}^{(l)}) - R(d_{x+1,y}^{(l)})) + C_{il} (R(d_{x,y-1}^{(l)}) - R(d_{x,y+1}^{(l)}))],$$

$$\sigma^2[\beta_i] = \mu^{-2} \sum_{l=1}^{\mu} \{ 0.5 (A_{il}^2 + C_{il}^2) (\mu^{-1} (\mu - 1) (1 - R(2)) + g_1^{-1} (1 - R(2)) + g_2^{-1}) + g_2^{-1} + \quad (9)$$

$$+ 0,25 \mu^{-2} (\mu - 1)^2 [A_{il} (R(d_{x-1,y}^{(l)}) - R(d_{x+1,y}^{(l)})) + C_{il} (R(d_{x,y-1}^{(l)}) - R(d_{x,y+1}^{(l)}))]^2 \}.$$

Для примера на рисунке 3 приведены графики КИО, рассчитанные по формулам (6) и (9), для параллельного сдвига (рисунок 3,а) и коэффициента масштаба (рисунок 3,б). Параметры изображений и объем локальной выборки соответствуют предыдущему примеру.



**Рисунок 3.** Зависимость КИО от рассогласования при использовании коэффициента межкадровой корреляции.

Анализ графиков рисунков 2 и 3 показывает, что при аналогичных условиях эксперимента при использовании в качестве ЦФ среднего квадрата межкадровой разности КИО  $\mathfrak{R}_x$  и  $\mathfrak{R}_k$  несколько больше, чем при применении коэффициента межкадровой корреляции. Однако в последнем случае оценки параметров МГДИ, формируемые при псевдоградиентном оценивании, более устойчивы к глобальному изменению яркости изображений и подсветке.

#### 4. Заключение

Рассмотренный КИО, основанный на вероятностях сноса оценок, является простой и эффективной скалярной характеристикой вероятностных свойств поведения оценок параметров изображений на итерациях псевдоградиентного оценивания. При оценивании МГДИ он может быть использован для упрощения и уменьшения вычислительной сложности вероятностного математического моделирования и анализа процесса псевдоградиентного оценивания параметров деформаций изображений при конечном числе итераций. КИО зависит не только от модели МГДИ, корреляционной функции изображений и параметров помех, но также и от плана локальной выборки отсчетов, вошедших в локальную выборку. Анализ показал, что при использовании в качестве ЦФ среднего квадрата межкадровой разности КИО параметров модели подобия несколько больше, чем при применении коэффициента межкадровой корреляции, это говорит о большей скорости сходимости оценок параметров. Однако в последнем случае формируемые оценки параметров МГДИ более устойчивы к глобальному изменению яркости изображений и подсветке.

## 5. Благодарности

Исследование выполнено при финансовой поддержке гранта РФФИ № 16-01-00276.

## 6. Литература

- [1] Цыпкин, Я.З. Информационная теория идентификации / Я.З. Цыпкин. – М.: Наука. Физматлит, 1995. – 336 с.
- [2] Tashlinskii, A.G. Pseudogradient Estimation of Digital Images Interframe Geometrical Deformations / A.G. Tashlinskii. - Vision Systems: Segmentation & Pattern Recognition. Vienna, Austria: I Tech Education and Publishing, 2007. – P. 465–494. DOI: 10.5772/4975.
- [3] Shalev-Shwartz, Shai. Accelerated proximal stochastic dual coordinate ascent for regularized loss minimization / Shai Shalev-Shwartz and Tong Zhang // Mathematical Programming. – 2016. – Vol. 155(1). – P. 105–145. DOI: 10.1007/s10107-014-0839-0.
- [4] Tashlinskii, A.G. The specifics of pseudogradient estimation of geometric deformations in image sequences / A.G. Tashlinskii // Pattern Recognition and Image Analysis. – 2008. – Vol. 18(4). – P. 700-705. DOI: 10.1134/S1054661808040275.
- [5] Ташлинский, А.Г. Методика анализа погрешности псевдоградиентного измерения параметров многомерных процессов / А.Г. Ташлинский, В.О. Тихонов // Известия вузов: Радиоэлектроника. – 2001. – Т. 44, № 9. – С. 75-80.
- [6] Ташлинский, А.Г. Использование вероятностного моделирования для минимизации вычислительных затрат в алгоритмах псевдоградиентного оценивания параметров изображений / А.Г. Ташлинский, М.Ю. Самойлов // Современные наукоёмкие технологии. – 2005. – № 9. – С. 47–48.
- [7] Ташлинский, А.Г. Вероятность сноса оценок параметров межкадровых геометрических деформаций изображений при псевдоградиентном измерении / А.Г. Ташлинский, И.В. Воронов // Известия Самарского научного центра Российской академии наук. – 2014. – Т. 16, №6(2). – С. 612-615.
- [8] Гонсалес, Р. Цифровая обработка изображений / Р. Гонсалес, Р. Вудс. – М. : Техносфера, 2012. – 1104 с.
- [9] Ташлинский, А.Г. Методика анализа погрешностей псевдоградиентного измерения параметров многомерных процессов / А.Г. Ташлинский, В.О. Тихонов // Известия вузов, серия «Радиоэлектроника». – 2001. – Т. 44, № 9. – С. 75-80.
- [10] Tashlinskii A. G. Methods of finding gradient estimates of target function for measurement of images parameters / A.G. Tashlinskii, P.V. Smirnov, L.Sh. Biktimirov // Pattern recognition and image analysis. – 2011. – Vol. 21(2). – P. 339-342.

## Prediction of probability of estimations improvement on iterations of pseudo-gradient estimation of image parameters

D.G. Kraus<sup>1</sup>, R.O. Kovalenko<sup>1</sup>, A.G. Tashlinskii<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Ulyanovsk State Technical University, Severnii Venetz, 32, Ulyanovsk, Russia, 432027

**Abstract.** In the paper the scalar characteristic to form a prediction of probability of estimations improvement of pseudo-gradient estimation of image parameters is proposed. The efficiency of the characteristic is explored on the problem of estimating the parameters of interframe geometric deformations of images. Examples of the characteristic calculations named as improvement ratio of estimates are given when using the similarity model of interframe deformations. The mean square of the interframe difference and the coefficient of interframe correlation are used as objective functions. On the iteration of the estimation, in the latter case there is a slight loss in the probability of improving the estimates, but the estimations of the parameters are more resistant to global brightness variation of the images and backlighting. The proposed characteristic can be used for probabilistic mathematical modeling and analysis of the process of pseudo-gradient estimation of image parameters.

**Keywords:** image, pseudogradient estimation, objective function, interframe deformations.