

СТАТИСТИКА СТРУКТУРНЫХ ИЗМЕНЕНИЙ ИЗОБРАЖЕНИЙ НА ОСНОВЕ СПЕКТРАЛЬНОГО И КОРРЕЛЯЦИОННОГО АНАЛИЗА ПОЛЕЙ

Ю. С. Радченко, В. А. Игнатов

Воронежский государственный университет

Поступила в редакцию 01.03.2014 г.

Аннотация: в работе описаны пиксельные и спектральные алгоритмы обнаружения структурных различий изображений. Приведены экспериментальные характеристики алгоритмов и выполнено их сравнение. Получены аналитические аппроксимации распределений пиксельных и спектральных статистик, описывающих структурные различия при наличии квазигауссовской и импульсной помех. Сравнение эмпирических гистограмм и их теоретических аппроксимаций позволило выбрать гамма и бета распределения для задания вероятностных законов спектральных и пиксельных статистик. При наличии импульсной помехи распределения имеют δ -образную компоненту.

Ключевые слова: структурное различие изображений, метрики SSIM, NSSIM1(2), спектральные метрики, квазигауссовский шум, импульсная помеха, гистограммы метрик.

STATISTICS OF STRUCTURAL CHANGES OF IMAGES ON THE BASIS OF SPECTRAL AND CORRELATION ANALYSIS FIELDS

Y. S. Radchenko, V. A. Ignatov

Abstract: this paper deals with pixel and spectral detection algorithms of structural differences of images. Experimental characteristic of algorithms are given and compared. Analytical approximations of allocation of pixel and spectral statistics describing structural differences under Quasi-Gaussian and impulse noise are obtained. Comparison of empirical histograms and their theoretical approximations enabled to select gamma and beta distribution to set probability laws of spectral and pixel statistics. In the presence of impulsive noise distributions have a δ -shaped component.

Keywords: structural difference of images, SSIM metrics, NSSIM1(2), spectral metrics, Quasi-Gaussian noise, impulsive noise, metrics, histograms.

ВВЕДЕНИЕ

Автоматизация научных исследований, основанных на видеорегистрации, интеллектуальные системы видеонаблюдения и видеокодирования требуют обнаружения изменений в последовательности кадров без участия наблюдателя. Изменения яркости, цвета, размера объекта достаточно просто детектируются энергетическими критериями MSE, PSNR [1]. Однако для ряда задач требуется применение алгоритмов, которые бы реагировали на структурные изменения изображений.

Другой проблемой для автоматизированных систем технического зрения является колебания условий наблюдения, а также наличие помех. Решение данной проблемы основано на применении алгоритмов принятия решений с высокой робастностью и помехоустойчивостью.

Обнаружение изменений в структуре изображений основывается на спектрально-корреляционном анализе пространственно-временных полей. В настоящее время разработан ряд квазиоптимальных, эвристических алгоритмов, использующих изменение корреляционных свойств поля. В данной работе приводятся результаты исследования двух классов алгоритмов обнаружения структурных изменений на изображении: пиксельный алгоритм *MSSIM* [1,2] (Mean Structural Similarity) и его модификации *MNSSIM*[3] (Mean Nonparametric Structural Similarity), а также алгоритмов, основанных на анализе обобщенных спектров в некотором ортогональном базисе [4].

В данной работе выполнен вероятностно-статистический анализ решающих статистик, описывающих структурные отличия полей при их пиксельном и спектральном описании. Анализ эмпирических гистограмм соответствующих статистик позволил выбрать классы распределений для теоретической аппроксимации.

1. ПИКСЕЛЬНЫЕ КРИТЕРИИ СТРУКТУРНОГО ПОДОБИЯ ИЗОБРАЖЕНИЙ

На данный момент одним из наиболее используемых алгоритмов оценки отличия изображений является критерий *MSSIM* [1], [2], характеризующий близость изображений X и Y по яркости, контрасту и структуре, то есть он является трехфакторным. Он имеет вид: $MSSIM = \sum_{\eta=1}^{\nu} SSIM(X_{\eta}, Y_{\eta})/\nu$, где X_{η}, Y_{η} — сравниваемые изображения в блоке с номером $\eta = 1.. \nu$, ν — число блоков. Критерий *SSIM* является блочным критерием, то есть он применяется к равным блокам изображения, а затем это значение усредняется по всем подсчитанным блокам. Значение $SSIM(X, Y)$ для каждого блока в общем случае вычисляется по формуле:

$$SSIM(X, Y) = l(x, y)c(x, y)s(x, y) \quad (1)$$

Здесь $l(x, y)$ — функционал сравнения яркости; $c(x, y)$ — функционал сравнения контрастности; $s(x, y)$ — функционал сравнения структуры. Функционалы сравнения в блоках вычисляются следующим образом:

$$l(x, y) = \frac{2\mu_x\mu_y + C_1}{\mu_x^2 + \mu_y^2 + C_1}, \quad c(x, y) = \frac{2\sigma_x\sigma_y + C_2}{\sigma_x^2 + \sigma_y^2 + C_2}, \quad s(x, y) = \frac{\sigma_{xy} + C_3}{\sigma_x\sigma_y + C_3}. \quad (2)$$

Здесь $\mu_X = \frac{1}{N^2} \cdot \sum_{i,j=0}^{N-1} x_{ij}$, $\mu_Y = \frac{1}{N^2} \cdot \sum_{i,j=0}^{N-1} y_{ij}$, $\sigma_X^2 = \frac{1}{N^2} \cdot \sum_{i,j=0}^{N-1} (x_{ij} - \mu_X)^2$, $\sigma_Y^2 = \frac{1}{N^2} \cdot \sum_{i,j=0}^{N-1} (y_{ij} - \mu_Y)^2$, $\sigma_{XY} = \frac{1}{N^2} \cdot \sum_{i,j=0}^{N-1} (x_{ij} - \mu_X)(y_{ij} - \mu_Y)$.

С точностью до константы C_3 функционал $s(x, y)$ совпадает с выборочным коэффициентом корреляции Пирсона. C_1, C_2, C_3 — малые константы, предотвращающие некорректное поведение критерия при обнулении моментов. Согласно [2], можно взять $C_1 = (0.01L)^2$, $C_2 = (0.03L)^2$, $C_3 = 0.5C_2$, L — разрядность изображения. Критерий *MSSIM* принимает значения от -1 до 1 . Значение 1 получается только в том случае, если сравниваются одинаковые изображения.

Критерий *MSSIM* хорошо различает текстуры в виде гауссова шума. При неизвестных (негауссовских) законах распределения искажений целесообразно воспользоваться оценками соответствующих структурных характеристик на основе непараметрической статистики [5]. В [3] предлагается две модификации критерия структурного подобия на основе непараметрических методов (Mean Nonparametric Structural Similarity): *MNSSIM1* и *MNSSIM2*.

Для *MNSSIM1* вместо (2) предлагается использовать функционалы:

$$l(x, y) = \frac{2m_x m_y + C_1}{m_x^2 + m_y^2 + C_1}, \quad c(x, y) = \frac{2\sigma m_x \sigma m_y + C_2}{\sigma m_x^2 + \sigma m_y^2 + C_2}, \quad s(x, y) = R_S(x, y). \quad (3)$$

Здесь $m_x = \text{mediana}(\vec{x})$, $m_y = \text{mediana}(\vec{y})$ медианы векторов значений яркости в блоках изображений \mathbf{X} и \mathbf{Y} соответственно; $\sigma m_x^2 = \text{mediana}[(\vec{x} - m_x)^2]$, $\sigma m_y^2 = \text{mediana}[(\vec{y} - m_y)^2]$ медианы квадрата разности векторов значений яркости и медианы; $R_S(x, y)$ – ранговый коэффициент корреляции Спирмена [5].

Для *MNSSIM2* предлагается использовать следующие функционалы:

$$l(x, y) = \frac{2m_x m_y + C_1}{m_x^2 + m_y^2 + C_1}, \quad c(x, y) = \frac{2\sigma_x \sigma_y + C_2}{\sigma_x^2 + \sigma_y^2 + C_2}, \quad s(x, y) = R_S(x, y), \quad (4)$$

то есть функционал сравнения контрастности $c(x, y)$ можно оставить тем же, что и в *MSSIM* (2), а функционалы сравнения структуры $s(x, y)$ и яркости $l(x, y)$ использовать такие же, как в *MNSSIM1* (3). Критерий *MNSSIM2* с вычислительной точки зрения проще, чем *MNSSIM1*.

Однако для вероятностно-статистического анализа пиксельных критериев необходим анализ статистик *SSIM* и *NSSIM*, определенных для каждого блока изображений. Эксперименты показали, что размер блоков целесообразно выбирать 8x8, поскольку геометрические размеры кадров изображений и видео кратны 8.

2. СПЕКТРАЛЬНЫЕ КРИТЕРИИ СТРУКТУРНОГО ПОДОБИЯ ИЗОБРАЖЕНИЙ

Изображение в блоке может быть разложено в обобщенный ряд Фурье по системе непрерывных $\varphi_{km}(x, y)$ или дискретных ортогональных функций $\varphi_{km}(i, j)$ [4], [6]. Для двумерного случая ортогональное преобразование выглядит следующим образом. Пусть Ω – область двумерного евклидова пространства, а $z = (z_1, z_2)$ – точка в этом пространстве, для базисных функций имеет место факторизация $\varphi_{km}(x, y) = \varphi_k(x)\varphi_m(y)$. Тогда для полезного сигнала $f(x, y)$ имеет место пара преобразований

$$f(x, y) = \sum_m \sum_k C_{mk} \varphi_m(x) \varphi_k(y), \quad C_{mk} = \int \int_{\Omega} f(x, y) \varphi_m(x) \varphi_k(y) dx dy.$$

Для дискретных сигналов $x = x_n = n\Delta T$, $n = 0..N - 1$. В данном случае сигнал задается на дискретной двумерной сетке точек $f(x, y) \Rightarrow f(i, j)$, $i, j = 0..N - 1$. Отсчеты образуют квадратную матрицу $\mathbf{F} = [f(i, j)]$. Сетка отсчетов может быть равномерной, или формироваться неравномерно по специальному закону. Пара преобразований сигнальной матрицы в спектральную матрицу имеет вид

$$C_{km} = \sum_{i,j} f(i, j) \varphi_k^*(i) \varphi_m^*(j) \quad f(i, j) = \sum_{k,m} C_{k,m} \varphi_k(i) \varphi_m(j) \quad (5)$$

Укажем на два дискретных преобразования, наиболее интересных с практической и теоретической точек зрения.

Дискретное косинусное преобразование – (DCT).

Этот вид преобразования является одним из наиболее применяемых при анализе изображений. *DCT* использует равномерную сетку отсчетов сигнала.

При анализе сигнала применяют ортонормированные базисные функции

$$\varphi_k(i) = \sqrt{\frac{2}{N}} \cdot g_k \cdot \cos\left(\pi k \frac{i + 0.5}{N}\right), \quad g_k = \begin{cases} \sqrt{0.5} & , \quad k = 0 \\ 1 & , \quad k \neq 0 \end{cases}$$

В этом случае прямое и обратное преобразование ДКП имеют вид

$$C_{km} = (2/N) \cdot g_k g_m \sum_{i=0}^{N-1} \sum_{j=0}^{N-1} f(i, j) \cos\left(\pi k \frac{i+0.5}{N}\right) \cos\left(\pi m \frac{j+0.5}{N}\right) \quad (6)$$

$$f(i, j) = (2/N) \sum_{k=0}^{N-1} \sum_{m=0}^{N-1} g_k g_m C_{km} \cos\left(\pi k \frac{i+0.5}{N}\right) \cos\left(\pi m \frac{j+0.5}{N}\right). \quad (7)$$

Дискретное чебышевское преобразование GDCT

Применение сетки отсчетов со специальной неравномерностью позволяет получать быстро сходящиеся обобщенные ряды Фурье. К такому типу преобразований принадлежит дискретное чебышевское преобразование, названное GDCT (Generalized DCT) [6]. Оно является частным случаем преобразований по ортогональным полиномам. Одномерный вариант GDCT для нормированного интервала $z \in [-1, 1]$ имеет вид:

$$C_m = g_m \cdot \sqrt{\frac{2}{N}} \sum_{i=0}^{N-1} f(z_i) \cdot \cos\left(\pi m \frac{i+0.5}{N}\right), \quad (8)$$

$$Y_M(z) = \sqrt{\frac{2}{N}} \sum_{m=0}^{M-1} g_m \cdot C_m \cdot \cos(m \cdot \arccos(z)), \quad (9)$$

где $g_m = 1$ при $m > 0$ и $g_m = \sqrt{0.5}$ при $m = 0$. Согласно (8) и (9), точки отсчета $f(z)$ – чебышевские сэмплы $z_i = \cos(\pi(i+0.5)/N)$ берутся неравномерно. Это нули полинома Чебышева $T_N(z) = 0$. Синтез (восстановление) изображения $Y(z)$ по M спектральным компонентам выполняется в произвольной точке $z \in [-1, 1]$, а не в дискретном наборе точек отсчета, как в DCT. При восстановлении может использоваться любая сетка отсчетов, например, равномерная $z_n = 2n/(L-1) - 1$, $n = 0..L-1$. Если $L \neq N$, то восстановленное изображение подвергается геометрическому масштабированию. При двумерном GDCT преобразовании в пределах блока отсчетов из $N1 \times N1$ пикселей берутся $N \times N$ чебышевских сэмплов изображения по закону: $i, j = 0..N-1$,

$$x_i = 0.5(N1-1) \cdot (1 + \cos(\pi(i+0.5)/N)), \quad y_j = 0.5 \cdot (N1-1) \cdot (1 + \cos(\pi \cdot (j+0.5)/N)),$$

На рис. 1 приведен пример чебышевского сэмплирования. Из ортогональных преобразований GDCT наиболее близко к идеальному декоррелирующему преобразованию Карунена – Лозва [4,6].

3. СПЕКТРАЛЬНОЕ ОБНАРУЖЕНИЕ ИЗМЕНЕНИЙ ПОЛЯ

Пусть в подобласти $\mathbf{r} = (x, y) \in \Omega$ (блоке некоторого кадра) наблюдается поле $f_2(\mathbf{r})$, представляющее собой фрагмент $u(\mathbf{r})I_\Omega(\mathbf{r})$ пространственно-временного сигнала (изображения) в дискретный момент времени. Здесь $I_\Omega(\mathbf{r})$ индикаторная функция подобласти. Кроме того, полагаем, что совместно с сигналом присутствует белый гауссовский шум $\eta(x, y) \equiv \eta(\mathbf{r})$. Необходимо сравнить $f_2(\mathbf{r})$ с опорным полем $f_1(\mathbf{r})$. Тогда имеет место проверка простой гипотезы $f_1(\mathbf{r}) = f_2(\mathbf{r})$ против сложной альтернативы $f_1(\mathbf{r}) \neq f_2(\mathbf{r})$.

$$\begin{aligned} H_0 : \quad & \xi(\mathbf{r}) = f_1(\mathbf{r}) + \eta(\mathbf{r}), \quad f_1(\mathbf{r}) = f_2(\mathbf{r}), \\ H_1 : \quad & \xi(\mathbf{r}) = f_2(\mathbf{r}) + \eta(\mathbf{r}), \quad f_2(\mathbf{r}) \neq f_1(\mathbf{r}). \end{aligned} \quad (10)$$

При проверке сложных гипотез возникает проблема неопределенности формы и структуры сигналов $f_1(\mathbf{r})$, $f_2(\mathbf{r})$. Распространенным способом преодоления данной априорной неопределенности является параметризация сигнала. Удобным способом параметризации сигнала

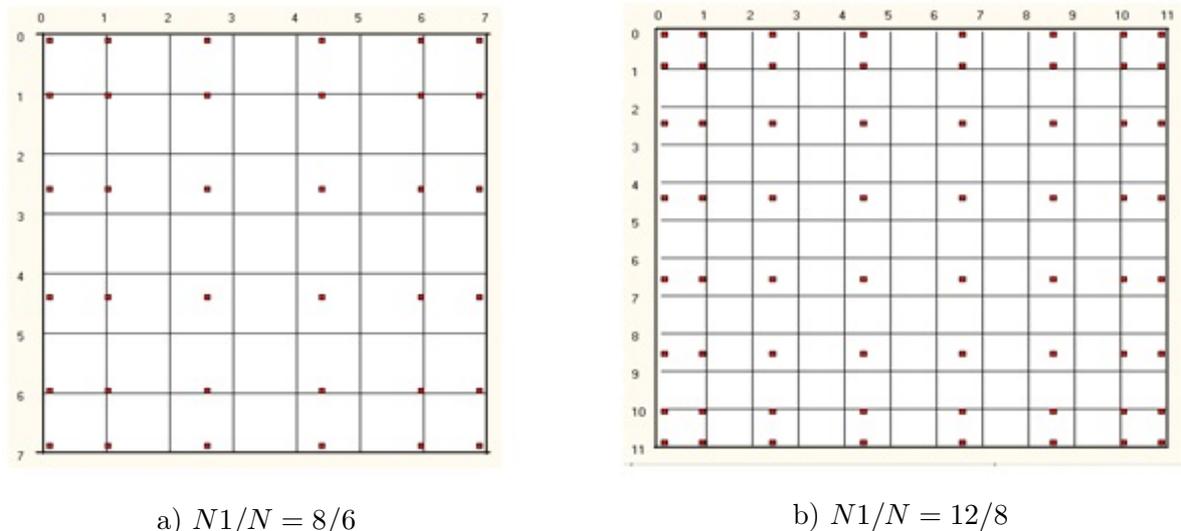


Рис. 1. Чебышевское сэмплирование блока

является его представление в виде обобщенного ряда Фурье по некоторому ортонормированному базису φ_{km} [4], [6].

Тогда для разных гипотез сигналы могут быть представлены следующим образом:

$$f_1(\mathbf{r}) = \sum_{k,m} C_{km}^{(1)} \varphi_{km}(\mathbf{r}), \quad f_2(\mathbf{r}) = \sum_{k,m} C_{km}^{(2)} \varphi_{km}(\mathbf{r}), \quad \xi(\mathbf{r}) = \sum_{k,m} X_{km} \varphi_{km}(\mathbf{r}), \quad (11)$$

Спектральные коэффициенты разложения $C_{k,m}^{(2)}$ считаются неизвестными. Коэффициенты $C_{k,m}^{(1)}$ являются опорными и определенными. Таким образом, проверка гипотез в спектральной формулировке выглядит следующим образом.

$$\begin{aligned} H_0 : X_{km} &= C_{km}^{(1)} + \eta_{km} \\ H_1 : X_{km} &= C_{km}^{(2)} + \eta_{km} \end{aligned} \quad (12)$$

В (12) $\langle \eta_{k,m} \rangle = 0$, $\langle (\eta_{k,m})^2 \rangle = (N_0/2) \cdot \|\varphi_{km}\|^2$.

Оптимальный алгоритм обнаружения

Асимптотически оптимальным правилом проверки гипотез является алгоритм максимального правдоподобия

$$\max_{C^{(2)}} L(X | C^{(2)}) \stackrel{<}{>} h_0. \quad (13)$$

Здесь $L(X | C^{(2)}) = \ln \left[\frac{W[X_{k,m} | f_2(r | C^{(2)})]}{W[X_{k,m} | f_1(r | C^{(1)})]} \right]$ — логарифм функционала отношения правдоподобия (ЛФОР). Теперь учтем выбранную нами спектральную параметризацию формы сигнала (11). Тогда для задачи проверки гипотез:

$$L(X | C^{(2)}) = (1/N_0) \left\{ 2 \sum_{k,m} X_{km} (C_{km}^{(1)} - C_{km}^{(2)}) - \sum_{k,m} \left((C_{km}^{(1)})^2 - (C_{km}^{(2)})^2 \right) \right\}.$$

После максимизации по $C_{k,m}^{(2)}$ получаем решающее правило [4]

$$(1/N_0) \sum_{k,m} (X_{k,m} - C_{k,m}^{(1)})^2 \stackrel{<}{>} h_0. \quad (14)$$

Решающая статистика (14) описывается хи-квадрат распределением с числом степеней свободы, равном числу анализируемых спектральных коэффициентов.

Квазиоптимальные алгоритмы

Ввиду того, что величина N_0 , определяющая мощность помех, на практике обычно неизвестна, можно применять решающие правила,

$$D_0 = \frac{\sum_{k,m} (X_{k,m} - C_{k,m}^{(1)})^2}{(C_{0,0}^{(1)})^2} > h_0 \text{ или } D_E = \frac{\sum_{k,m} (X_{k,m} - C_{k,m}^{(1)})^2}{\sum_{k,m} (C_{k,m}^{(1)})^2} > h_E. \quad (15)$$

Поскольку $C_{00}^{(1)}$ пропорциональна средней яркости изображения в блоке кадра, а $\sum (C_{km}^{(1)})^2$ — энергии блока, статистики D_0, D_E устойчивы к изменениям яркости в блоках, то есть условиям наблюдения. В статистиках D_0, D_E число суммируемых слагаемых и порядок их отбора может задаваться, исходя из специфики конкретной задачи.

Решающие статистики (15) в общем случае не будут подчиняться хи-квадрат распределению, поскольку в реальном изображении $C_{00}^{(1)}$ для каждого блока является случайной величиной, имеющей некоторое распределение.

4. ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫЕ ИССЛЕДОВАНИЯ КРИТЕРИЕВ СТРУКТУРНОГО ПОДОБИЯ

Для вероятностно-статистического анализа критериев структурного подобия были использованы типовые тестовые изображения “пейзаж”, “Лена” и “аэрофотоснимок промышленного пейзажа” - рис. 2а, б, в. Спектрально-корреляционные свойства полей на данных изображениях имеют заметные различия.



Рис. 2. Тестовые изображения

Также использовалась видеопоследовательность, полученная с помощью цифровой камеры Infinity 1-3С при регистрации физико-химического эксперимента по изменению структуры поверхности образца CsCl при нагревании в диапазоне температур (250; 710) °С.

4.1. Критерии структурного подобия при наличии квазигауссовского шума

Каждая 8-битная цветовая RGB компонента при наличии квазигауссовской помехи формировалась по закону $y_{ij} = x_{ij} + [\sigma \cdot \eta_{ij}]$, где $\eta_{ij} \sim N(0, 1)$ — независимые гауссовские величины с нулевым средним и единичной дисперсией для каждого пикселя изображения, σ дисперсия шума, $[z]$ — означает целую часть числа z . В расчетах дисперсия выбиралась из

расчета, чтобы результирующие значения y_{ij} с вероятностью $P = 0.995$ попадали в интервал $0 \leq y_{ij} \leq 255$. Если результирующее значение выходило за границы этого интервала, то есть $y_{ij} < 0$ или $y_{ij} > 255$, то производилось округление до $y_{ij} = 0$ или $y_{ij} = 255$ соответственно.

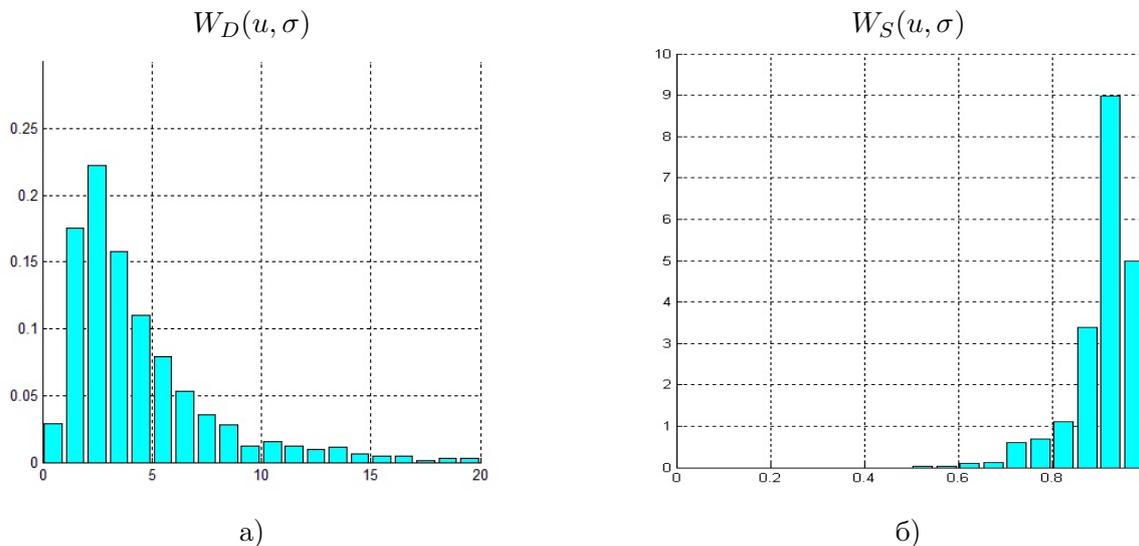


Рис. 3. Выборочные гистограммы статистик: а) D_0 , б) $SSIM$

Аппроксимация гистограмм теоретическими распределениями

На рис. 3 а, б приведены выборочные гистограммы статистик D_0 и $SSIM$ для изображения “промышленный пейзаж”. Анализ гистограмм для метрик D_0 и $SSIM$ позволил выявить следующие закономерности. Эмпирические распределения $W_D(u, \sigma)$ для разных типов изображений и разных параметров σ достаточно хорошо аппроксимируются гамма - распределением

$$f^{(D)}(u) = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} u^{\alpha-1} \exp(-\lambda u), \quad 0 \leq u < \infty, \quad \alpha > 0, \lambda > 0. \tag{16}$$

Параметры распределения α, λ можно определить по методу моментов на основе равенства выборочных и теоретических моментов:

$$\bar{D} = \frac{\alpha}{\lambda}, \quad s_D^2 = \frac{\alpha}{\lambda^2}, \quad m_o = \frac{\alpha - 1}{\lambda}.$$

Здесь \bar{D}, s_D^2, m_o – выборочные среднее, дисперсия и мода. Решения для оценки параметров на основе первых двух уравнений имеет вид

$$\lambda = \frac{\bar{D}}{s_D^2}, \quad \alpha = \frac{(\bar{D})^2}{s_D^2}.$$

На рис. 4а приведено теоретическое распределение $f^{(D)}(u)$, построенное на основе гамма распределения (16). Здесь $\alpha = 2.5, \lambda = 0.8$. Как видно из сравнения рис. 4а и 3а, в первом приближении теоретическое и выборочное распределения соответствуют друг другу. Более точная аппроксимация возможна на основе разложения Лагерра с главным членом в виде гамма распределения.

Теоретическая аппроксимация гистограммы $W_S(u, \sigma)$ может быть получена на основе следующих соображений. Метрика $0 < S \equiv SSIM \leq 1$. Распределением, определенном на таком интервале является двухпараметрическое бета-распределение

$$f^{(S)}(u) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \cdot u^{\alpha-1}(1 - u)^{\beta-1}, \quad 0 \leq u \leq 1, \quad \alpha, \beta > 0. \tag{17}$$

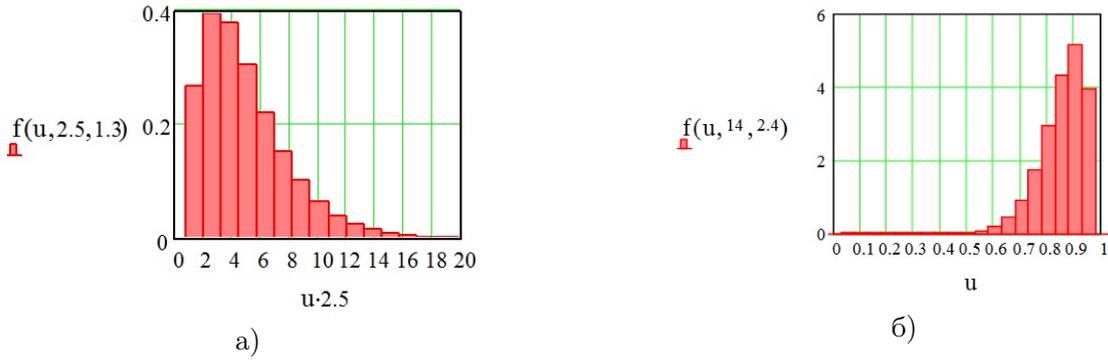


Рис. 4. Теоретические аппроксимации гистограмм: а) D_0 , б) $SSIM$

Параметры распределения α, β можно определить по методу моментов на основе соотношений: $\bar{S} = \frac{\alpha}{\alpha+\beta}$, $s_D^2 = \frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2(\alpha+\beta+1)}$, $m_o = \frac{\alpha-1}{\alpha+\beta-2}$. Возможные решения для оценки параметров на основе первых двух уравнений имеют вид

$$\alpha = \bar{S} \left(\frac{\bar{S}(1 - \bar{S})}{s_S^2} - 1 \right), \quad \beta = (1 - \bar{S}) \left(\frac{\bar{S}(1 - \bar{S})}{s_S^2} - 1 \right)$$

На рис. 4б. приведено теоретическое распределение $f^{(S)}(u)$, рассчитанное по формуле (17). Здесь $\alpha = 14, \beta = 2.4$. Сравнение теоретического и выборочного распределений, приведенных на рис. 4б и 3б показывают их удовлетворительное соответствие. Поэтому в первом приближении для теоретических расчетов можно использовать бета-распределение (17).

4.2 Критерии структурного подобия при наличии импульсных помех

При исследовании влияния импульсных помех на критерии структурного подобия в качестве тестового изображения использовались тестовые изображения различного типа: “пейзаж”, “Лена”, “индустриальный пейзаж”. Импульсный шум задавался двумя характеристиками: интенсивностью, определяемой вероятностью p появления шума в пикселе, и типом шума, имеющим три вариации: “соль”, “перец” и “соль/перец”. Общая математическая модель импульсного шума для различных типов шума определяется следующим образом. Обозначим $X = [x_{ij}]$ - не искаженное изображение, $Y = [y_{ij}]$ -искаженное. Тогда вводится модель с двойной стохастичностью

$$f_0 = \begin{cases} 0, & \text{prob. } \gamma : \text{noise "peper"} \\ 255, & \text{prob. } 1 - \gamma : \text{noise "salt"} \end{cases} \quad y_{ij} = \begin{cases} f_0 : & \text{prob. } p \\ x_{ij} : & \text{prob. } 1 - p \end{cases} \quad (18)$$

Здесь γ — вероятность реализации помехи типа “перец”, а $1 - \gamma$ помехи типа “соль”. Варьируя вероятность γ от 0 до 1, получаем различные типы импульсной помехи. На рис. 5 представлены изображения, искаженные импульсным шумом “соль/перец” $\gamma = 0.5$ с вероятностями появления импульсной помехи $p = 0.05$.

Особенностью импульсной помехи малой интенсивности p является наличие блоков, свободных от воздействия таких помех. Вероятность такого события для блока размером $N \times N$ определяется формулой $P(p, N) = (1-p)^{N \cdot N}$. На рис.6 приведены соответствующие зависимости $P(p, N)$ при разных N , вероятность искажения пикселя изображения помехой p указано в процентах. Для таких блоков оригинал и искаженная реплика совпадают, что приводит к значениям $SSIM = 1$ и $D_0 = 0$. В таком случае распределения метрики D_0 и $SSIM$ можно записать в виде

$$W_D(u, p) = P(p, N)\delta(u) + (1 - P(p, N))f_D(u, p) \quad (19)$$

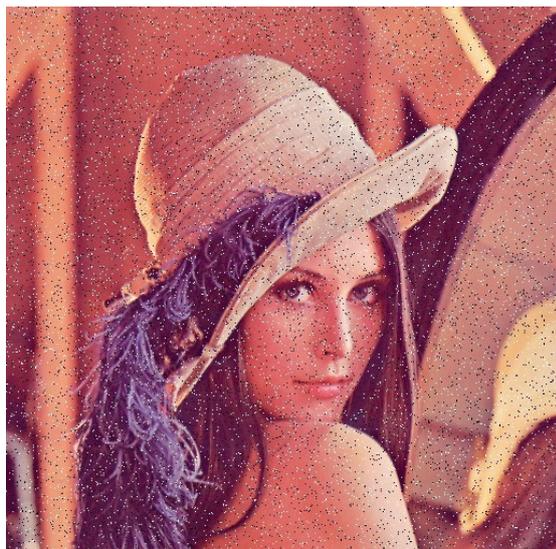


Рис. 5. Изображение “Лена”: шум — “соль/перец”, $\gamma = 0.5$, $p = 0,05$.

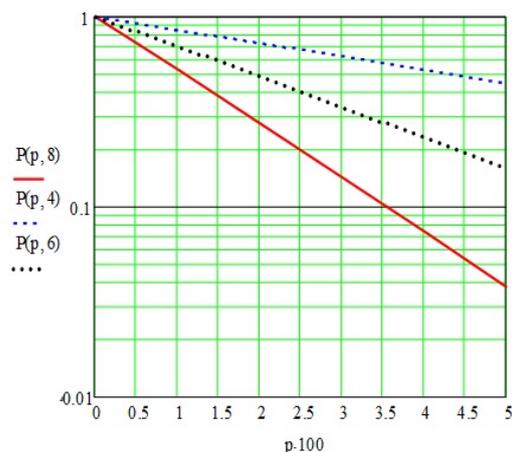


Рис. 6.

$$W_S(u, p) = P(p, N)\delta(u - 1) + (1 - P(p, N))f_S(u, p) \quad (20)$$

На рис. 7а приведена гистограмма метрики D_0 для изображения “промышленный пейзаж” при вероятности искажения помехой “соль/перец” $p = 1.5\%$, а на рис. 7б приведена гистограмма метрики $SSIM$ для того же изображения при вероятности искажения помехой “соль/перец” $p = 2\%$.

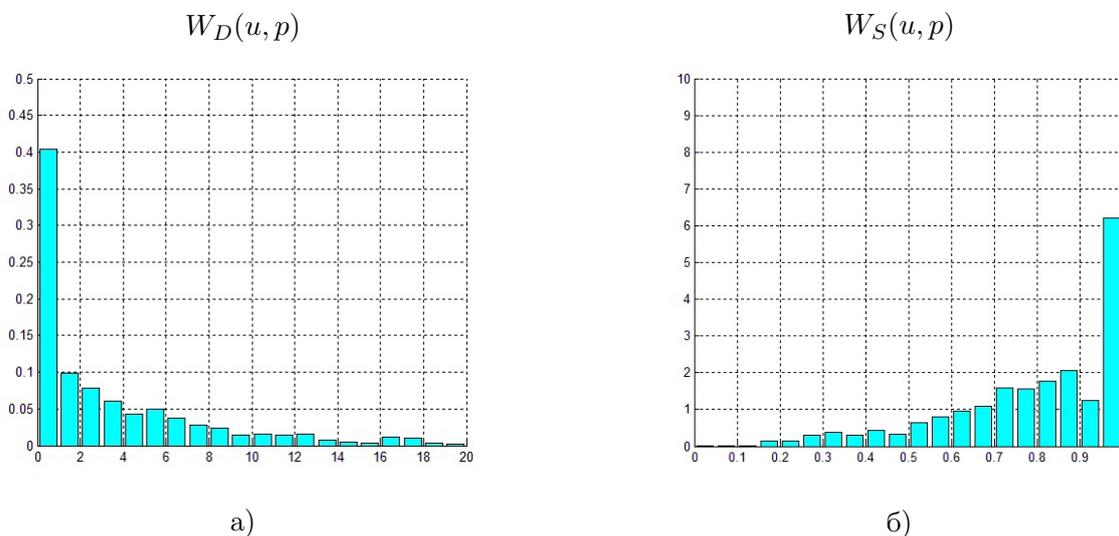


Рис. 7. Выборочные гистограммы статистик: а) D_0 , б) $SSIM$ при наличии импульсной помехи

Исследования гистограмм $W_D(u, p)$ и $W_S(u, p)$ показали, что непрерывные компоненты смешанных распределений (19) (20) $f_D(u, p)$ и $f_S(u, p)$ в первом приближении также могут быть аппроксимированы гамма - распределением и бета – распределением соответственно. Однако, для разных типов изображений вариации параметров законов распределений значительные. Вес δ -образной компоненты может быть рассчитан с помощью графиков на рис. 6.

4.3. Исследование усеченных спектральных статистик D_0 и D_E

Как показали исследования, обнаружение структурных отличий можно производить по усеченному спектру. Полное число спектральных коэффициентов равно $N \times N$. При этом имеет место убывание амплитуд спектральных гармоник с увеличением их номера. Таким образом, наиболее энергетически значимые гармоники $C_{k,m}$ сосредоточены в окрестности индексов $k, m = 0, 1, 2$. Эксперименты показали, что можно принимать решения только на основе спектральных гармоник X_{00}, C_{00} . Величина максимальной относительной погрешности обнаружения изменения по одной спектральной компоненте не превосходит 0.16. Эксперименты, проведенные по различным тестовым видеопоследовательностям показали аналогичные результаты.

4.4. Экспериментальное исследование критериев MSSIM, MNSSIM1(2)

Пиксельные статистики $SSIM, NSSIM1(2)$ достаточно сильно зависят от типа помех и вида изображения. Поэтому при анализе изображений используют усредненные критерии $MSSIM, MNSSIM1(2)$. На рис. 8 приведено поведение критериев в зависимости от вероятности появления импульсной помехи p . Как следует из рис. 8, при малой интенсивности помехи критерий $MSSIM$ заметно занижает значение качества изображения, а $MNSSIM1$ и $MNSSIM2$ дают значения более адекватные зрительному восприятию и близкие между собой (человеческое зрение фильтрует точечные помехи малой интенсивности). Зато при большой интенсивности помехи критерий $MSSIM$ приходит в режим “насыщения”. Значения критериев $MNSSIM1(2)$ в области больших значений p почти линейно

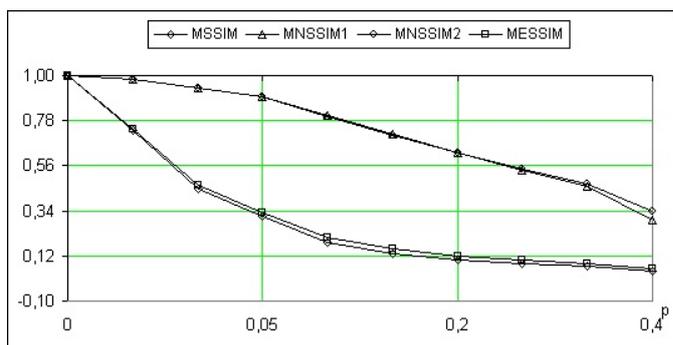


Рис. 8. Зависимость значений $MSSIM, MNSSIM1, MNSSIM2$ от интенсивности p

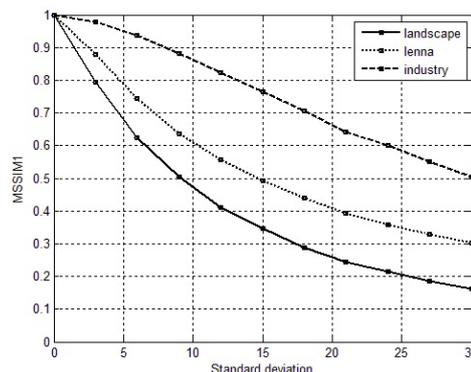


Рис. 9. Поведение $MNSSIM1$ для разных изображений

Было экспериментально исследовано поведение критериев $MSSIM, MNSSIM1$ от уровня квазигауссовской помехи для разных типов изображений. На рис. 9 приведены графики поведения метрики $MNSSIM1$ в зависимости от уровня квазигауссовского шума для разных типов изображений: “ландшафт” (Landscape), “портрет” (Lena), “индустриальный пейзаж” (Industry), имеющих различные спектрально-корреляционные свойства. Поведение $MSSIM$ качественно аналогично, различаются только числовые значения. Как видно из графиков, критерии $MNSSIM, MSSIM$ чувствительны к изменению корреляционных свойств изображений.

5. СРАВНЕНИЕ ПИКСЕЛЬНЫХ И СПЕКТРАЛЬНЫХ КРИТЕРИЕВ ПРИ АНАЛИЗЕ ИЗОБРАЖЕНИЙ

Было выполнено экспериментальное сравнение критериев структурного подобию $MSSIM, MNSSIM1,2$, спектральные критерии D_0, D_E [7].

Обнаружение фазовых переходов вещества при нагревании. Для изучения была выбрана видеопоследовательность из 75 кадров, полученная в ходе съемки эксперимента по нагреванию CsCl в диапазоне температур (250; 710) °C. CsCl в данном диапазоне происходят два фазовых перехода. При этом имеет место резкое (скачкообразное) изменение текстуры поверхности вещества.

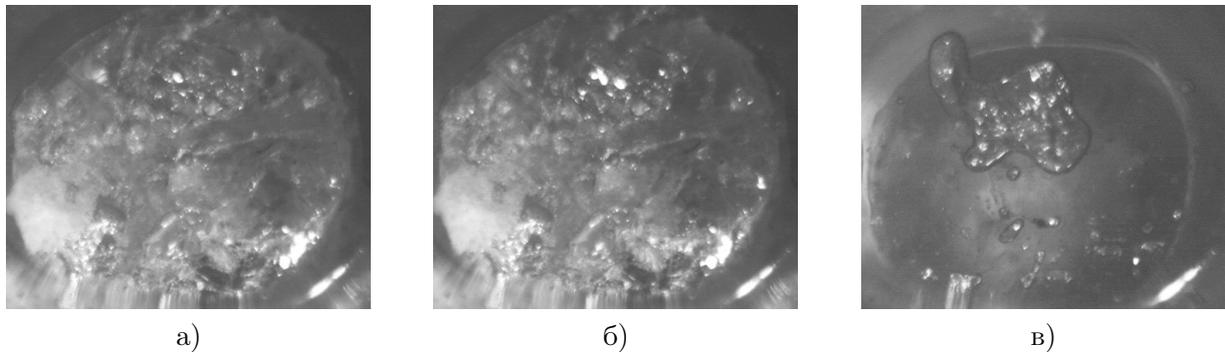


Рис. 10. Фрагменты видеопоследовательности, соответствующие фазовым переходам CsCl, при температурах: а) 462,8° C; б) 468,4° C; в) 645,2° C.

В качестве алгоритмов обнаружения в данной работе использовались индекс структурного подобия MSSIM, его модификации MNSSIM1(2) и спектральная метрика обнаружения изменений в видеопоследовательности D_0 .

На рис. 11а изображены графики MSSIM(T), MNSSIM1(T) и MNSSIM2(T), на рис.11б – график $D_0(T)$. Все зависимости имеют по два ярко выраженных пика (экстремума), соответствующих температурам фазовых переходов.

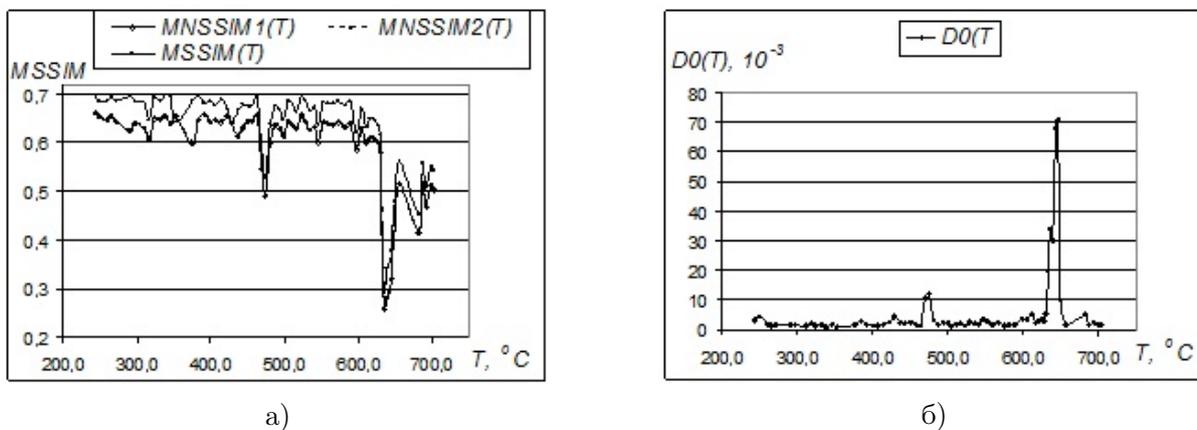


Рис. 11. Поведение статистик: а) MSSIM(T), MNSSIM1,2(T), б). $D_0(T)$

Как видно из рис. 11а, для данной видеопоследовательности зависимости MSSIM, MNSSIM1 и MNSSIM2 однотипны, причем MNSSIM1 и MNSSIM2 практически повторяют друг друга. Если же изучаемая видеопоследовательность в процессе съемки подвергается воздействию каких-либо искажающих факторов, (например, импульсного шума) и искусственное улучшение изображений может повлиять на результат исследований, то критерий MNSSIM1(2) предпочтительнее.

Из рис. 11а и 11б также следует, что критерий MSSIM и его модификации MNSSIM1(2) уступают спектральному критерию D_0 по масштабу скачков. MSSIM и MNSSIM1(2) в пиках изменяются в несколько раз, тогда как D_0 — в десятки раз. Эта особенность спектрального

критерия может быть полезной при автоматическом определении момента изменения процесса, когда программе необходимо задать порог обнаружения структурных изменений.

ВЫВОДЫ ПО СРАВНЕНИЮ ПИКсельНЫХ И СПЕКТРАЛЬНЫХ АЛГОРИТМОВ

Эксперименты, проведенные авторами на реальных изображениях и видеопоследовательностях, выявили особенности и возможности описанных выше алгоритмов.

1. Непараметрические метрики $NSSIM1(2)$ требуют большего количества операций, чем $SSIM$ и спектральные метрики. Однако, их значения более соответствуют человеческому восприятию.

2. Из всех рассмотренных алгоритмов $NSSIM1(2)$ обладают наибольшей устойчивостью к импульсным и иным негауссовским помехам.

3. Спектральные алгоритмы обнаружения структурных изменений, полученные на основе метода максимального правдоподобия, являются оптимальными при наличии гауссовских помех.

4. Квазиоптимальные спектральные статистики D_0, D_E , близки по своим характеристикам к оптимальным. Они не критичны к выбору порога.

5. Установлено, что спектральные алгоритмы могут работать по усеченному спектру с небольшим числом компонент.

6. Различие величин статистик при наличии или отсутствии изменений в текстурах составляют: а) десятки и сотни раз в спектральных алгоритмах D_0, D_E , б) несколько раз в алгоритмах $MSSIM, MNSSIM1(2)$

7. По вычислительным затратам спектральные и пиксельные алгоритмы примерно одного порядка. Эти алгоритмы могут работать в режиме "Real Time".

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В работе показана возможность применения блочных и усредненных пиксельных метрик структурного подобия $SSIM, NSSIM1, NSSIM2$, а также спектральных метрик D_0, D_E для обнаружения изменений в видеопоследовательности, или для сравнения текстур различных изображений.

Проведен вероятностно - статистический анализ данных метрик при наличии помех и разных типов изображений. Показано удовлетворительное соответствие экспериментальных гистограмм D_0, D_E с гамма - распределением, а $SSIM$ - бета распределением. Показано, что при наличии импульсного шума в теоретических и эмпирических распределениях появляется δ - компонента.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

[1] Z. Wang, A. Bovik, H. Sheikh, E. Simoncelli, "Image Quality Assessment: Form Error Visibility to Structural Similarity", IEEE Transaction on Image Processing. — 2004. — V. 13, № 4. P. 600–612.

[2] H.R. Sheikh, M.F. Sabir and A.C. Bovik, "A statistical evaluation of recent full reference image quality assessment algorithms", Image Processing, IEEE Transactions on. — 2006. — V. 15, № 11, P. 3440–3451.

[3] Радченко Ю.С. Сравнительный анализ модификаций индекса структурного подобия / Ю.С. Радченко, А.В. Булыгин, Т.А. Радченко // Цифровая обработка сигналов. — 2008. — № 4. — С. 11–14.

[4] Радченко Ю.С. Исследование спектрального алгоритма обнаружения изменений в видеопоследовательности / Ю.С. Радченко, А.В. Булыгин, Т.А. Радченко // Известия ВУЗов. Радиоэлектроника. — 2009. — № 7. — С. 49–59.

[5] Кобзарь А.И. Прикладная математическая статистика. Для инженеров и научных работников. — М.: ФИЗМАТЛИТ, 2006. — 816 с.

[6] Радченко Ю.С. Метод сжатия и восстановления изображений на основе быстрых чебышевских преобразований / Ю.С. Радченко // Автотриметрия. — 2002. — № 4. — С. 32–40.

[7] Радченко Ю.С. Методы обнаружения структурных изменений в кадрах видеопоследовательности при регистрации физико-химических экспериментов / Ю.С. Радченко, М.В. Рязжских // Приборы и техника эксперимента. — 2013. — № 1. — С. 48–52.

REFERENCES

[1] Z. Wang, A. Bovik, H. Sheikh, E. Simoncelli, "Image Quality Assessment: Form Error Visibility to Structural Similarity", IEEE Transaction on Image Processing, 2004, Vol. 13, no 4, pp. 600–612.

[2] H.R. Sheikh, M.F. Sabir and A.C. Bovik, "A statistical evaluation of recent full reference image quality assessment algorithms", Image Processing, IEEE Transactions on, 2006, V. 15, no. 11, P. 3440–3451.

[3] Radchenko Y.S., Bulygin A.V., Radchenko T.A. Comparative analysis of modifications of the index of structural similarity. [Radchenko Yu.S., Bulygin A.V., Radchenko T.A. Sravnitel'nyy analiz modifikacij indeksa strukturnogo podobiya]. *Cifrovaya obrabotka signalov — Digital processing of signals*, 2008, no. 4, pp. 11–14.

[4] Radchenko Y.S., Bulygin A.V., Radchenko T.A. Spectral detection algorithm changes in source video. [Radchenko Yu.S., Bulygin A.V., Radchenko T.A. Issledovanie spektral'nogo algoritma obnaruzheniya izmenenij v videoposledovatel'nosti]. *Izvestiya vysshix uchebnyx zavedenij. Radioelektronika — Radioelectronics and Communications Systems*, 2009, no. 7, pp. 49–59.

[5] Kobzar A.I. Applied mathematical statistics. For engineers and scientists. [Kobzar' A.I. Prikladnaya matematicheskaya statistika. Dlya inzhenerov i nauchnyx rabotnikov]. Moscow: Fizmatlit, 2006, 816 p.

[6] Radchenko Y.S. The method of compression and image reconstruction based fast Chebyshev transformation. [Radchenko Yu.S. Metod szhatiya i vosstanovleniya izobrazhenij na osnove bystryx chebyshevskix preobrazovanij]. *Avtometriya — Avtometriya*, 2002, no. 4, pp. 32–40.

[7] Radchenko Y.S., Rjazhsky M.V. detection Methods of structural changes in frames of the sequence at registration of physical and chemical experiments. [Radchenko Yu.S., Rjazhskix M.V. Metody obnaruzheniya strukturnyx izmenenij v kadrax videoposledovatel'nosti pri registracii fiziko-ximicheskix e'ksperimentov]. *Pribory i tehnika e'ksperimenta — Instruments and Experimental Techniques*, 2013, no. 1, pp. 48–52.

Радченко Юрий Степанович, доктор физико-математических наук, профессор кафедры радиофизики Воронежского государственного университета, г. Воронеж, Российская Федерация
E-mail: ysradchenko@yandex.ru
Тел.: (473)–220–89–16

Radchenko Y.S., Doctor of Physical and Mathematical Sciences, professor of radio physics department, Voronezh State University, Voronezh, Russian Federation
E-mail: ysradchenko@yandex.ru
Tel.: (473)–220–89–16

Игнатов Вадим Александрович, магистрант 2 года обучения кафедры радиофизики Воронежского государственного университета, г. Воронеж, Российская Федерация
E-mail: ignat26i@mail.ru
Тел.: (473)–220–89–16

Ignatov V.A., graduated student, department of radio physics, Voronezh State University, Voronezh, Russian Federation
E-mail: ignat26i@mail.ru
Tel.: (473)–220–89–16