

УДК 621.3:681.34

П.Е. ЕЛЬЦОВ, С.К. АБРАМОВ, М.Л. УСС, В.В. ЛУКИН

Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «ХАИ», Украина

ОБНАРУЖЕНИЕ ОДНОРОДНЫХ УЧАСТКОВ ИЗОБРАЖЕНИЙ НА ОСНОВЕ ТЕСТОВ НА ГАУССОВОСТЬ

Предложен метод выделения однородных участков (блоков) изображений, применимый при отсутствии априорных сведений о характере сигнальной зависимости помех. В основу метода положены предположение о гауссовости помех на однородных участках и применение тестов на негауссовость, работоспособных при отсутствии априорной информации о среднем и дисперсии данных в выборке. Рассмотрены приложения, для которых целесообразно применение разработанного метода и алгоритмов. Показано, что метод позволяет также обнаруживать блоки изображений, для которых имеет место эффект клиппирования.

Ключевые слова: обработка изображений, тест на гауссовость, тест Д'Агостино, артефакты изображения.

Введение

Для многих приложений обработки изображений (фильтрации, сегментации, обнаружения границ и малоразмерных объектов) в той или иной степени используется априорная информация о типе помех, их законе распределения и пространственном спектре [1 – 7]. Если такая априорная информация имеется, то она, в частности, используется для установки порогов в детекторах границ [2, 6], при локально-адаптивной фильтрации и восстановлении изображений [3, 6, 8], при обработке (фильтрации и сжатии с потерями) на основе ортогональных изображений для установки порогов [4, 5, 9, 10] и т.д.

Однако на практике часто такая априорная информация частично или полностью отсутствует [11–13]. Например, может быть априорно известно, что шум является чисто аддитивным или мультипликативным, но дисперсия помех неизвестна [12] и отсутствует информация о пространственном спектре помех [14, 15]. Помехи могут иметь и более сложный сигнально-зависимый характер [10, 16] или быть нестационарными с отсутствием априорных предположений об их характере [13], что является наиболее сложной практической ситуацией.

При ограниченной априорной информации о характеристиках помех приходится либо проводить тщательный предварительный анализ свойств помех для каждого обрабатываемого изображения в интерактивном режиме (что требует значительных временных затрат и высокой квалификации эксперта) [2, 3, 8], либо применять методы оценки типа и характеристик помех вслепую (автоматически) [11, 12, 14, 16], либо использовать методы устойчивой (робастной) локально-адаптивной обработки [13, 17].

Для второго и третьего подходов при обработке изображений в скользящих окнах или блоках фиксированного размера (5×5 , 7×7 , 8×8 пикселей) важно выделить положения окон (блоков), соответствующие однородным и неоднородным участкам изображения (текстурам, границам объектов, малоразмерным деталям и их окрестностям) [11–14, 16, 17].

При априорно известном типе и характеристиках помех это сделать несложно. Достаточно рассчитать локальную дисперсию в блоке и «сравнить» ее с тем значением, которое должно было бы быть, если бы при данном локальном среднем этот блок принадлежал однородному участку. Если отличия существенны, например, рассчитанное значение локальной дисперсии более, чем в 1,4 раза превышает ожидаемое (прогнозируемое с учетом априорно известной зависимости локальной дисперсии от локального среднего), то с большой вероятностью такой блок можно считать неоднородным [8].

Однако при отсутствии априорной информации о типе, статистических и пространственно-спектральных характеристиках помех эта задача существенно усложняется. В статье [17] анализируется возможность ее решения на основе использования модификации робастной оценки коэффициента эксцесса [18] в пространственной области, но чувствительность этого параметра является недостаточной. В статье [19] исследуется использование робастного коэффициента эксцесса в частотной области (в области коэффициентов дискретного косинусного преобразования в блоках), но разработанный алгоритм применим лишь в случае пространственной некоррелированности помех.

Тем не менее, результаты этих исследований указывают на то, что методы статистической про-

верки гипотез [20] могут служить основанием для решения задачи распознавания (различения) блоков, принадлежащих однородным или неоднородным участкам изображений. Одними из простейших методов проверки гипотез являются тесты на гауссовость [21], применимые для рассматриваемого приложения при условии, что помехи являются гауссовыми, хотя при этом они могут быть сигнально-зависимыми или пространственно-нестационарными.

Поэтому целью данной работы является исследование применимости тестов на гауссовость для выделения однородных участков изображений. Специфика решаемой задачи состоит в том, что размер анализируемых выборок мал (25, 49, 64), при этом априорно неизвестны математическое ожидание и масштаб данных.

Потенциальные применения разрабатываемых методов и требования к ним

Помехи, искажающие встречающиеся на практике изображения, весьма разнообразны [2, 3]. Они, в частности, могут быть аддитивными, мультипликативными, импульсными, смешанными [3, 8]. Мультипликативные и сигнально-зависимые помехи могут иметь как гауссову, так и негауссову плотность распределения вероятности (ПРВ) [3, 5, 8] в зависимости от принципа и условий функционирования системы формирования изображения (СФИ) и ее параметров [5, 8]. Если помехи наблюдаются для изображений оптического диапазона, то часто их полагают аддитивными и гауссовыми [2, 3], хотя возможны исключения.

Тем не менее, не вдаваясь в подробности анализа имеющих место на практике ПРВ помех и их модельных представлений, отметим, что гауссова модель продолжает оставаться одной из наиболее распространенных для описания ПРВ помех, по крайней мере, на однородных участках изображений. В целом, она справедлива для цветных оптических изображений [24], большинства каналов мульти- и гиперспектральных изображений дистанционного зондирования оптического и инфракрасного диапазонов [25]. Даже если изображение искажено Пуассоновским шумом, то при достаточно большом уровне среднего на однородном участке шумы в соответствующих блоках можно считать гауссовыми [26]. Предположение о гауссовости ПРВ помех справедливо и для радиолокационных изображений, формируемых РБО [8] и радиолокаторами с синтезированной апертурой (РСА) с большим количеством взглядов [5].

Явными исключениями следует считать лишь изображения, формируемые когерентными системами, например, РСА с малым количеством взгля-

дов или УЗИ. Специфический тип помех – компактные импульсные [27]. Для изображений, которые ими искажены, во многих блоках, принадлежащих однородным участкам, помехи также можно считать гауссовыми, если в этих блоках отсутствуют пиксели, искаженные компактными импульсными помехами. Еще один специфический вид искажений – эффекты насыщения, наблюдаемые при неправильном выборе динамического диапазона для представления изображений [23]. Если в блоке присутствуют пиксели, искаженные эффектами насыщения, то ПРВ помех в них отличается от гауссова.

Таким образом, тесты на негауссовость могут применяться для дальнейшего удаления из рассмотрения блоков, в которых присутствуют компактные импульсные помехи или эффекты насыщения. Однако негауссово распределение значений пикселей имеет место и для тех блоков, которые «включают» малоразмерные объекты или расположены на границах площадных объектов или на текстурных участках [28]. Не решая более детально задачу их локального распознавания, такие блоки целесообразно отнести к отдельной группе неоднородных. Такая задача возникает для простейших вариантов двухкомпонентных локально-адаптивных фильтров [8], для которых подавляющие шумы фильтры используются для обработки однородных (локально-пассивных участков), а сохраняющие детали фильтры – для обработки неоднородных (локально-активных) участков изображений.

Не менее важно выделить однородные участки (не рассматривать блоки, принадлежащие неоднородным участкам) и при решении задач оценивания характеристик (дисперсии) помех вслепую [23]. Дело в том, что для блоков, принадлежащих однородным участкам, получают так называемые «нормальные» оценки локальной дисперсии, путем анализа (совместной обработки) которых затем формируют итоговую оценку дисперсии помех или ее зависимости от локального среднего. Для выделения блоков, по которым могут быть получены нормальные оценки, используют, например, предварительную сегментацию [22]. В отличие от многих других методов сегментации изображений [7], метод [22] способен неплохо работать и при отсутствии априорных сведений о типе и характеристиках помех. Однако для этого метода используются некоторые параметры, например гравитационный радиус, выбираемый эвристически. Изменение значения этого параметра приводит к изменению результата предварительной сегментации в целом, что снижает эффективность применения этого метода в целом.

В связи с этим возникает необходимость разработки альтернативных решений. Требования к ним состоят в следующем:

1) надежное распознавание (выделение, маркировка) блоков, принадлежащих однородным участкам, для которых ПРВ помех близко к гауссову;

2) работоспособность при отсутствии априорной информации о локальном среднем и масштабе данных (независимо от этих параметров распределения);

3) применимость при небольших размерах выборки данных и при возможной пространственной коррелированности помех.

Отметим также, что в первую очередь интерес представляют случаи изображений с пиковыми отношениями сигнал-шум (ПОСШ) от 25 до 35 дБ, для которых шум визуально заметен [29] и он существенно затрудняет выполнение основных задач анализа изображений высокого уровня – распознавание, идентификацию, классификацию и т.д.

Тесты на гауссовость

Существуют различные типы критериев на отклонение от нормальности: графические, моментные, регрессионные критерии и критерии характеристических функций. Способы построения статистик и правила принятия решений при проверке на нормальность приведены в стандарте ДСТУ ISO 5479:2009 «Статистическая обработка данных. Критерии отклонения от нормального распределения», который представляет собой аутентичный текст международного стандарта ISO 5479:1997 (этот стандарт вступает в действие с 01.07.2011, аналогичный российский ГОСТ [21] действует с 22.01.2002). Однако большое разнообразие решаемых задач, ведущих к различным размерам выборок и альтернативам при принятии решений, приводит к дополнительным исследованиям (например, к анализу мощности используемых алгоритмов в конкретных условиях) [30]. Тем более, что стандарт не дает четких рекомендаций по выбору критерия.

В общем случае мощность односторонних критериев больше, но в нашем случае нет достоверной информации о виде распределения помехи: даже при ее аддитивном гауссовом характере, закон распределения может принимать различные виды из-за влияния эффектов ограничения, наличия в блоках резких границ объектов и т.д. Поэтому необходимо выбирать многосторонние критерии или их модификации.

Также следует учитывать простоту применения выбранной статистики. Ряд методов используют табулированные процентные точки для критических значений статистик. Такой подход ограничивает возможность построения эффективных решающих правил при произвольных значениях объема выборки и уровнях значимости. В работе Д'Агостино

(D'Agostino) [31] предложены преобразования статистик эксцесса ($\beta_2 - 3$) и асимметрии ($\sqrt{\beta_1}$) совокупности к нормальному и χ^2 распределению, что позволяет отказаться от табличных квантилей для этих статистик.

Решающие правила для этих статистик основаны на фактах, что в случае нормальной случайной переменной X со средним $\mu = E(X)$:

– центральный момент третьего порядка равен

$$\mu_3 = E[(X - \mu)^3] = 0; \quad (1)$$

– нормированный центральный момент третьего порядка (асимметрия совокупности) равен

$$\sqrt{\beta_1} = E\left[\left(\frac{X - \mu}{\sigma}\right)^3\right] = \frac{\mu_3}{\sigma^3} = 0; \quad (2)$$

– нормированный центральный момент четвертого порядка (кривизна совокупности) равен

$$\beta_2 = \frac{\mu_4}{\mu_2^2} = 3, \quad (3)$$

где $\mu_2 = E[(X - \mu)^2]$ – центральный момент второго порядка;

$\mu_4 = E[(X - \mu)^4]$ – центральный момент четвертого порядка;

$\sigma = \sqrt{\mu_2}$ – стандартное отклонение совокупности.

В [31] предложена эквивалентная (2) статистика симметричности, но распределенная в соответствии со стандартным нормальным законом. Преобразование коэффициента асимметрии $\sqrt{\beta_1}$ в стандартную нормальную величину z_1 осуществляется с помощью следующих соотношений [31]:

$$b = \frac{3(n^2 + 27n - 70)(n+1)(n+3)}{(n-2)(n+5)(n+7)(n+9)},$$

$$\omega^2 = -1 + \sqrt{2(b-1)},$$

$$\delta = 1 / \sqrt{\log(\sqrt{\omega^2})}, \quad (4)$$

$$y = \sqrt{\beta_1} \left\{ \frac{\omega^2 - 1}{2} \cdot \frac{(n+1)(n+3)}{6(n-2)} \right\}^{1/2},$$

$$z_1 = \delta \log \left\{ y + (y^2 + 1)^{1/2} \right\}.$$

В той же работе предложена модификация критерия проверки на эксцесс, где статистика (3) с использованием (2) (то есть, с использованием информации о симметричности) преобразуется в стандартную нормальную величину z_2 с помощью следующих соотношений [31]:

$$\begin{aligned} \delta &= (n-3)(n+1)(n^2+15n-4), \\ a &= \frac{(n-2)(n+5)(n+7)(n^2+27n-70)}{6\delta}, \\ c &= \frac{(n-7)(n+5)(n+7)(n^2+2n-5)}{6\delta}, \\ k &= \frac{(n+5)(n+7)(n^3+37n^2+11n-313)}{12\delta}, \\ \alpha &= a + \beta_1 c, \\ \chi &= (\beta_2 - 1 - \beta_1) 2k, \\ z_2 &= \left\{ \left(\chi / 2\alpha \right)^{1/2} - 1 + 1/9\alpha \right\} (9\alpha)^{1/2}. \end{aligned} \quad (5)$$

Как показано в [30], статистика z_2 оказывается наиболее мощной в ряде случаев, особенно при небольших выборках. В статистике содержится информация, связанная со статистиками (2) и (3). Поэтому критерий является совместным: статистика учитывает отклонения от симметричности и от эксцесса нормального распределения. Критерий получается двусторонним: проверяемая гипотеза о нормальности должна отклоняться как при слишком больших, так и при слишком малых (отрицательных) значениях статистики.

Относительно близких альтернатив при малых значениях статистики критерий превосходит по мощности критерии Шапиро-Уилка и Эппса-Палли. В отличие от всех других критериев проверки на нормальность данный критерий хорошо улавливает различие между нормальным законом и экспоненциальным семейством распределений с более плоскими вершинами по сравнению с нормальным законом.

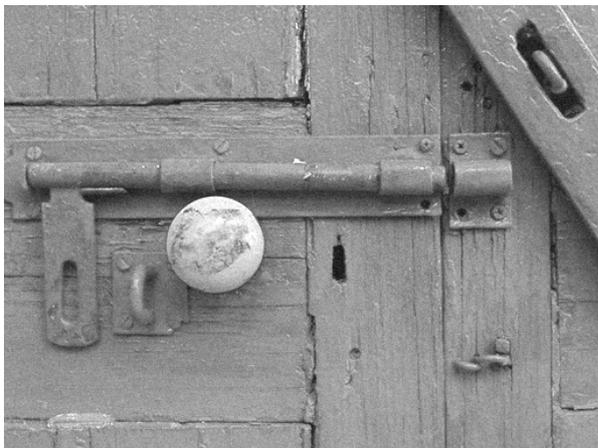


Рис. 1. Тестовое изображение №2 из базы TID2008 (зеленая компонента цветного изображения)

Похожими свойствами обладает еще одна одномерная статистика, предложенная Д'Агостино [31] на основе статистик z_1 и z_2

$$E_p = z_1^2 + z_2^2, \quad (6)$$

которая приближенно распределена как χ_2^2 -распределение. Проверяемая гипотеза о нормальности отклоняется при больших значениях статистики (6).

В отличие от других совместных статистик, основанных на критериях (2) и (3), например [32], данная статистика очень хорошо согласуется с χ_2^2 -распределением уже при достаточно малых объемах выборок.

Применение тестов при обработке изображений

В случае искажения изображения аддитивной гауссовой помехой, очевидно, что артефакты изображения, резкие границы объектов, крупная текстура приведут к искажению закона распределения шума. Участки же с нормальным законом распределения шума будут принадлежать однородным областям. Информация о таких скользящих окнах будет использована алгоритмами сегментации изображения, позволив повысить их эффективность, а также даст статистические основания применения для них математических методов обработки изображений, основанных на распределении Гаусса.

Для демонстрации разрабатываемых методик использовалась база тестовых изображений TID 2008 [33]. Некоторые из входящих в нее изображений приведены на следующих рисунках. На рис. 1 показано изображение (зеленая компонента цветного изображения) с аддитивной нормальной пространственно-некоррелированной помехой.



Рис. 2. Карта пространственного распределения статистики (6) для тестового изображение №2

Результат проверки нормальности выборки в скользящем окне 8×8 по статистике (6) с уровнем значимости 0,05 показан на рис. 2. Черным цветом отмечены те скользящие окна, где гипотеза о нормальности распределения была отвергнута.

Результаты расчета локальной дисперсии в скользящих окнах того же размера (8×8) показаны на рис. 3. Более светлый цвет соответствует большему значению дисперсии.

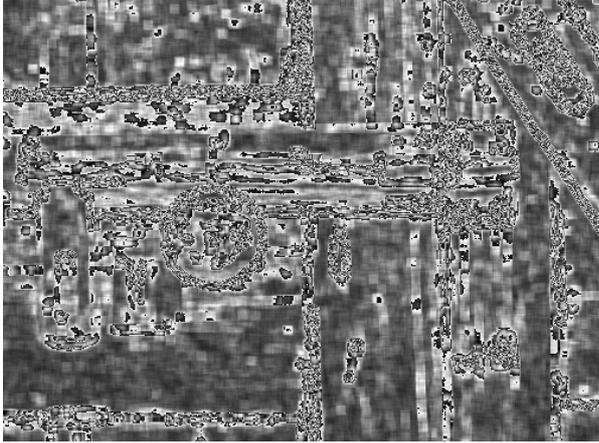


Рис. 3. Карта пространственного распределения локальной дисперсии (скользящее окно 8×8 пикселей) для тестового изображения №2

Сравнивая рисунки, можно видеть, что участкам с примерно одинаковой дисперсией соответствуют области, где принимается гипотеза о нормальности распределения. На рис. 4 представлены гистограммы распределения локальных дисперсий рассчитанных для всего изображения (рис 4, а) и только для скользящих окон, где подтверждается гипотеза нормальности (рис 4, б). Значение дисперсии аддитивных помех равно 65.

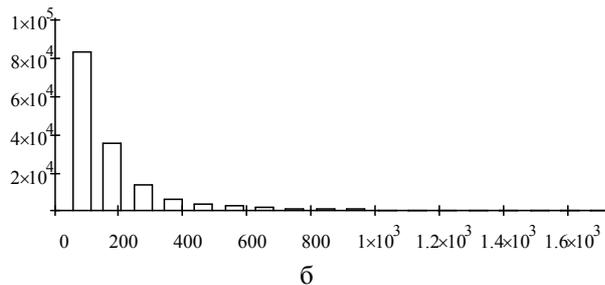
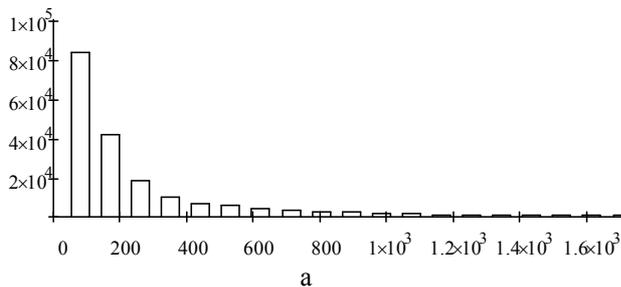


Рис. 4. Гистограммы локальных дисперсий для блоков исходного изображения (а) и однородных (б)

Несмотря на то, что количество участков, где отвергается нормальность распределения, невелико, их отбрасывание позволяет исключить участки с большой дисперсией сигнала и уменьшить тяжесть хвоста распределения. Как показывают исследования [23], это может способствовать повышению точности автоматического оценивания дисперсии помех.

Следует учесть, что негауссовость распределения не всегда является признаком неравномерности участка изображения. Искажения закона распределения шума могут быть вызваны различными причинами, например, ограничениями значений цифровых изображений или с точностью вычислений при обработке.

На рис. 5, 6 представлены результаты, аналогичные рис. 1, 2. Выборки данных в блоках для области неба над самолетом имеют негауссовый характер вследствие эффекта клиппирования [23], хотя эти блоки соответствуют практически однородным участкам.



Рис. 5. Тестовое изображение №20 из базы TID2008 (зеленая компонента цветного изображения)



Рис. 6. Карта пространственного распределения статистики (6) для тестового изображение №20

Следствием эффектов клиппирования является появление «ложного» максимума гистограммы распределения локальных оценок дисперсии (рис. 7,а),

координата которого примерно равна 20. Появление такого максимума приводит к явно ошибочному автоматическому оцениванию дисперсии аддитивных помех [23].

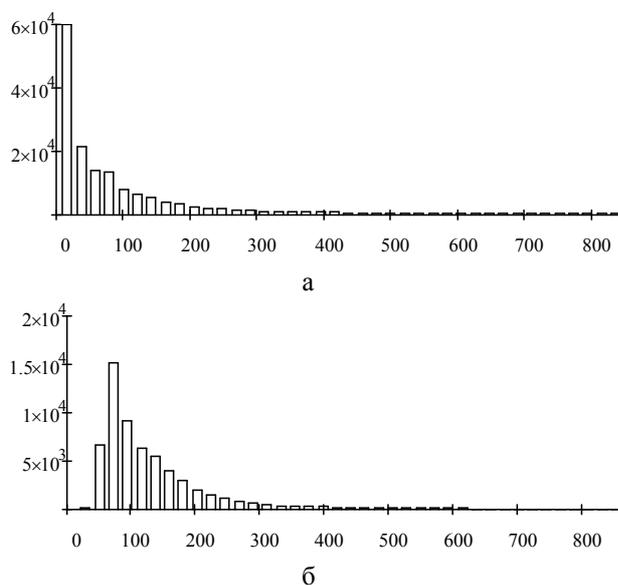


Рис. 7. Гистограммы локальных дисперсий для блоков исходного изображения (а) и однородных (б)

Очевидно, что и в этом случае благодаря применению теста уменьшилась тяжесть хвоста распределения локальных оценок дисперсии. Однако при этом были устранены также блоки, в которых наблюдался эффект клиппирования (см. карты на рис. 6). В результате координата максимума гистограммы на рис. 7,б оказалась соответствующей истинному значению дисперсии помех (равному 65), что создает предпосылки для корректного автоматического оценивания дисперсии помех [23].

Заключение

Таким образом, применение тестов на негаусовость, в частности описанных в подразделе 2, позволяет достаточно надежно выявить блоки (положения скользящих окон) изображений, которые либо являются неоднородными, либо для которых имеют место эффекты клиппирования, также искажающие статистику помех. Нами были проведены аналогичные исследования и для случая пространственно-коррелированных помех, используя соответствующие изображения базы тестовых изображений TID 2008 [33]. Описанные выше методы оказались работоспособны и в этом случае. В будущем, по нашему мнению, целесообразно использовать это свойство при разработке методов адаптивной фильтрации изображений на основе ортогональных преобразований.

Литература

1. Bovik A. *Handbook on Image and Video Processing* / A. Bovik. – USA, Academic Press, 2000. – 891 p.
2. Pratt W.K. *Digital Image Processing. Fourth Edition* / W.K. Pratt. – NY, USA: Wiley-Interscience, 2007. – 807 p.
3. *Обработка случайных сигналов и процессов: учебное пособие* / А.Н. Беседин, А.А. Зеленский, Г.П. Кулемин, В.В. Лукин. – Х.: Нац. аэрокосм. ун-т «Харьк. авиац. ун-т», 2005. – 469 с.
4. Sendur L. *Bivariate Shrinkage Functions for Wavelet Based Denoising Exploiting Interscale Dependency* / L. Sendur, I.W. Selesnick // *IEEE Trans. on Signal Processing*. – 2002. – Vol. 50, no. 11. – P. 2744–2756.
5. *Locally Adaptive DCT Filtering for Signal-Dependent Noise Removal* / R. Oktem, K. Egiazarian, V. Lukin, N. Ponomarenko, O. Tsymbal // *EURASIP Journal on Advances in Signal Processing*. – 2007. – Article ID 42472. – 10 p.
6. Evans A.N. *Nonlinear Edge Detection in Color Images, Chapter 12 in “Advances in Nonlinear Signal and Image Processing”* / A.N. Evans. – USA: Hindawi, 2006. – P. 329–355.
7. Zhang Y.J. *Advances in Image And Video Segmentation by Yu-jin Zhang/ Y.J. Zhang*. – London: IRM Press, 2006. – 457 p.
8. Melnik V. *Nonlinear Locally Adaptive Techniques for Image Filtering and Restoration in Mixed Noise Environments: Thesis for the degree of Doctor of Technology* / V. Melnik. – Tampere (Finland, Tampere University of Technology), 2000. – 234 p.
9. *Estimation of accesible quality in noisy image compression* / N. Ponomarenko, V. Lukin, M. Zriakhov, K. Egiazarian, J. Astola // *Proceedings of EUSIPCO. – Florence, Italy, Sept 2006*. – 4 p.
10. *Lossy compression of images corrupted by mixed Poisson and additive noise* / V. Lukin, S. Krivenko, M. Zriakhov, N. Ponomarenko, S. Abramov, A. Kaarna, K. Egiazarian // *Proceedings of LNLA. – Helsinki, August 2009*. – P. 33–40.
11. *Application to Multispectral Images of a Blind Identification System for Blur, Additive, Multiplicative and Impulse Noises* / M.-P. Carton-Vandecandelaere, B. Vozel, L. Klaine, K. Chehdi // *Proceedings of EUSIPCO. – Toulouse, France, 2002. – Vol. III. – P. 283–286*.
12. *Methods for blind evaluation of noise variance in multichannel optical and radar images* / V.V. Lukin, S.K. Abramov, N.N. Ponomarenko, B. Vozel, K. Chehdi // *Telecommunications and Radioengineering*. – 2006. – Vol. 65 (6). – P. 509–537.
13. *Local Adaptive Filtering of Images Corrupted by Nonstationary Noise* / V.V. Lukin, D.V. Fevrale, N.N. Ponomarenko, O.B. Pogrebnyak, K. Egiazarian,

J. Astola // *Proceedings of International Conference "Image Processing: Algorithms and Systems"*. – San Jose, USA, 2009. – SPIE Vol. 7245. – 12 p.

14. Segmentation-based method for blind evaluation of noise variance in images / V. Lukin, S. Abramov, B. Vozel, K. Chehdi, J. Astola // *SPIE Journal on Applied Remote Sensing*. – Aug. 2008. – Vol. 2. – 15 p.

15. Adaptive DCT-based filtering of images corrupted by spatially correlated noise / V. Lukin, N. Ponomarenko, K. Egiazarian, J. Astola // *Proceedings of SPIE Conference Image Processing: Algorithms and Systems VI*. – 2008. – SPIE 6812. – 12 p.

16. Improved noise parameter estimation and filtering of MM-band SLAR images / V. Lukin, N. Ponomarenko, S. Abramov, B. Vozel, K. Chehdi // *Proceedings of the Sixth International Kharkov Symposium "Physics and Engineering of Millimeter and Sub-Millimeter Waves"*. – Kharkov, Ukraine, 2007. – Vol. 1. – P. 439–441.

17. Применение устойчивых оценок параметров выборки данных при обработке изображений / А.А. Роечко, Д.В. Февралева, Н.Н. Пономаренко, В.В. Лукин // *Восточноевропейский журнал передовых технологий*. – 2007. – N3/2 (27). – С. 21–31.

18. Suoranta R. Amplitude domain approach to digital filtering. Theory and applications of L-filters, Doctor of Technology Thesis / R. Suoranta. – Espoo: Technical Research Centre of Finland, 1995. – 199 p.

19. Edge Detection and Filtering of Images Corrupted by Nonstationary Noise Using Robust Statistics / N. Ponomarenko, D. Fevraley, A. Roenko, S. Krivenko, V. Lukin, I. Djurovič // *Proceedings of CADSM2009*. – Svalyava, Feb. 2009. – P. 129–136.

20. Бочаров П.П. Теория вероятностей. Математическая статистика. 2-е изд. / П.П. Бочаров, А.В. Печинкин. – М.: ФИЗМАТЛИТ, 2005. – 296 с.

21. ГОСТ Р ИСО 5479–2002. Статистические методы. Проверка отклонения распределения вероятностей от нормального распределения. – М.: Изд-во стандартов, 2002. – 30 с.

22. Vozel B. Noise identification and estimation of its statistical parameters by using unsupervised variational classification / B. Vozel, K. Chehdi, L. Klaine // *Proceedings of ICASSP*. – 2006. – Vol. II. – P. 841–844.

23. Абрамов С.К. Проблемы и методы автоматического определения характеристик помех на изображениях / С.К. Абрамов, А.А. Зеленский, В.В. Лукин // *Радіоелектронні і комп'ютерні системи*. – 2009. – №2 (36). – С. 25–34.

24. Plataniotis K. N. Color Image Processing and Applications / K.N. Plataniotis, A.N. Venetsanopoulos. – NY: Springer-Verlag, 2000. – 355 p.

25. Noise modelling and estimation of hyperspectral data from airborne imaging spectrometers / B. Aiazzi, L. Alparone, A. Barducci, S. Baronti, P. Marciotoni, I. Pippi, M. Selva // *Annals of Geophysics*. – Feb. 2006. – Vol. 49, No 1. – P. 1–9.

26. Foi A. Pointwise Shape-Adaptive DCT Image Filtering and Signal-Dependent Noise Estimation: Thesis for the degree of Doctor of Technology / A. Foi. – Tampere, Finland: Tampere University of Technology, Dec. 2007. – 194 p.

27. Removing Impulse Bursts from Images by Training Based Filtering / P. Koivisto, J. Astola, V. Lukin, V. Melnik, O. Tsymbal // *EURASIP Journal on Applied Signal Processing*. – 2003. – Vol. 2003, No 3. – P. 223–237.

28. Image local recognition via fragment histogram processing using neural network / A.N. Dolia, A.A. Kurekin, V.V. Lukin, A.A. Zelensky // *Proceedings of International Symposium on Signals, Circuits and Systems*. – Iasi, Romania, 1999. – P. 167–170.

29. Metrics Performance Comparison for Color Image Database / N. Ponomarenko, F. Battisti, K. Egiazarian, M. Carli, J. Astola, V. Lukin // *Proceedings of Fourth International Workshop on Video Processing and Quality Metrics (VPQM)*. – Scottsdale, USA, Jan. 2009. – 6 p.

30. Лемешко Б.Ю. Сравнительный анализ критериев проверки отклонения распределения от нормального закона / Б.Ю. Лемешко, С.Б. Лемешко // *Метрология*. – 2005. – № 2. – С. 3–24.

31. D'Agostino R.B. Transformation to normality of the null distribution of g_1 / R.B. D'Agostino // *Biometrika*. – 1970. – Vol. 57. – P. 679–681.

32. Bowmann K.O. 'Omnibus' test contours for departures from normality based on $\sqrt{\beta_1}$, β_2 / K.O. Bowmann, L.R. Shenton // *Biometrika*. – 1975. – Vol. 62. – P. 243–250.

33. TID2008 – A Database for Evaluation of Full-Reference Visual Quality Assessment Metrics / N. Ponomarenko, V. Lukin, A. Zelensky, K. Egiazarian, M. Carli, F. Battisti // *Advances of Modern Radioelectronics*. – 2009. – Vol. 10. – P. 30–45.

Поступила в редакцію 10.02.2011

Рецензент: д-р техн. наук, проф., проф. каф. проектирования радиоэлектронных систем летательных аппаратов В.К. Волосюк, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского "ХАИ", Харьков.

**ВИЯВЛЕННЯ ОДНОРІДНИХ ДІЛЯНОК ЗОБРАЖЕНЬ
НА ОСНОВІ ТЕСТІВ НА ГАУСОВІСТЬ***П.Є. Єльцов, С.К. Абрамов, М.Л. Усс, В.В. Лукін*

Запропоновано метод виявлення однорідних ділянок (блоків) зображень, який можна застосувати в умовах відсутності апріорних відомостей про характер сигнальної залежності завад. В його основу покладено припущення щодо гаусовості завад на однорідних ділянках та застосування тестів на негаусовість, що працюєдатні для невідомих середнього та дисперсії завад у вибірці. Розглянуто застосування, для яких доцільно використовувати розроблений метод та алгоритми. Показано, що метод також здатний виявляти блоки з ефектами насичення.

Ключові слова: обробка зображень, тест на гаусовість, тест Д'Агостіно, артефакти зображень.

**DETECTION OF HOMOGENEOUS IMAGE FRAGMENTS
BASED ON GAUSSIANTY TESTS***P.Ye. Yeltsov, S.K. Abramov, M.L. Uss, V.V. Lukin*

A method of homogeneous fragment (block) detection in images that can be applied in a priori unknown character of signal-dependent noise is proposed. It is based on assumption of noise local Gaussianity in homogeneous fragments and the use of non-Gaussianity tests able to perform in conditions of unknown local mean and variance in data sample. Applications for which the use of the designed method and algorithms is expedient are considered. It is also shown that the method is able to detect blocks with clipping effects.

Keywords: image processing, Gaussianity tests, test D'Agostino, image artifacts.

Єльцов Павел Евгеньевич – ст. преподаватель каф. производства радиоэлектронных систем летательных аппаратов, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «ХАИ», Харьков, Украина, e-mail: eltsoff@mail.ru.

Абрамов Сергей Клавдиевич – канд. техн. наук, доц., доц. каф. приёма, передачи и обработки сигналов, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «ХАИ», Харьков, Украина, e-mail: ask379@mail.ru.

Усс Михаил Леонтьевич – канд. техн. наук, доц. каф. проектирования радиоэлектронных систем летательных аппаратов, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «ХАИ», Харьков, Украина, e-mail: uss@xai.edu.ua.

Лукін Владимир Васильевич – д-р техн. наук, проф., проф. каф. приёма, передачи и обработки сигналов, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «ХАИ», Харьков, Украина, e-mail: lukin@xai.kharkov.ua.