

ОПТИМАЛЬНЫЕ ПО КРИТЕРИЮ НЕЙМАНА-ПИРСОНА АЛГОРИТМЫ ОЦЕНИВАНИЯ БЕЛЫХ ГАУССОВЫХ ИМПУЛЬСНЫХ ПОМЕХ НА ИЗОБРАЖЕНИЯХ

© 2009 г. **Е. А. Самойлин**, канд. техн. наук

Ростовский военный институт ракетных войск им. Главного маршала артиллерии Неделина М.И.,
г. Ростов-на-Дону

e-mail: sea@rsu.ru

Синтезированы статистически оптимальные по критерию Неймана-Пирсона алгоритмы оценивания пространственного положения импульсных помех с белым гауссовым распределением яркости на изображениях, заключающиеся в минимизации вероятности пропуска помех при заданной вероятности ложной тревоги и вероятности ложной тревоги при фиксированном уровне пропуска. Представлены результаты численных исследований синтезированных алгоритмов, показывающие их преимущества перед известными неоптимальными алгоритмами.

Коды OCIS: 100.2000.

Поступила в редакцию 04.04.2008.

Введение

Как известно [1, 2], многие практические условия обработки и преобразования цифровых оптических изображений в информационных и оптико-электронных системах становятся причиной возникновения на растре специфических помех, относящихся к классу импульсных. Поскольку распределения как импульсных помех (ИП), так и полезных сигналов изображений заранее неизвестны, борьба с ними относится к задаче с непараметрической сигнально-помеховой априорной неопределенностью [3]. В условиях данной неопределенности наиболее приемлемы методы обработки изображений, базирующиеся на аппарате непараметрической статистики [3], которые, хотя и являются эвристическими, позволяют во многих случаях добиться удовлетворительных результатов. В частности, в работе [4] предложен принцип пространственно-избирательной непараметрической фильтрации изображений, предполагающий на первом этапе обработки пространственное оценивание ИП, несколько эвристических алгоритмов которого представлены в [5], и восстановление [6] путем замены (в отличие от известных процедур [1]) исключительно “испорченных” пикселей, заданной квантилью на втором этапе.

Между тем одной из разновидностей ИП, встречающихся наиболее часто на практике, являются помехи с распределением яркости, подчиняющимся нормальному закону с математическим ожиданием, равным верхнему (белому) пределу квантования яркости изображений, т. е. помехи с белым унимодальным распределением [1].

Поскольку распределения яркости ИП данного вида допустимо аппроксимировать гауссовым законом [1], априорную помеховую неопределен-

ность в данном случае можно считать параметрической. В соответствии с этим открывается возможность статистического синтеза оптимальных по какому-либо критерию алгоритмов оценивания белых гауссовых ИП на изображениях и использование этих алгоритмов в задачах пространственно-избирательной непараметрической фильтрации сигналов [4–6].

Таким образом, синтез статистически оптимальных алгоритмов оценивания пространственного положения белых гауссовых ИП на изображениях является актуальной научной задачей.

Цель работы – повышение качества оценивания пространственного положения ИП с белым гауссовым распределением яркости на цифровых изображениях.

Постановка задачи оценивания помех

Модель цифрового изображения $\lambda(I, J)$ со строками $i = 1, m$ и столбцами $j = 1, n$ имеет вид квантованного дискретного скалярного случайного поля

$$\lambda(I, J) = Q[D[\Lambda(I, J)]], \quad (1)$$

где Q, D – операторы квантования и прямоугольной дискретизации соответственно; $\Lambda(I, J)$ – непрерывное случайное поле, I, J – непрерывные переменные.

Область значений Ξ поля $\lambda(I, J)$ (яркость) квантована на интервале

$$\lambda(I, J) \in \Xi, \quad \Xi = \{\lambda_K, K = 0, (2^N - 1)\}, \quad (2)$$

где N – степень квантования (как правило, $N = 8$ для полутоновых изображений).

Модель ИП имеет вид квантованного дискретного скалярного случайного поля с независимыми значениями

$$h(I_i, J_j) \in \Xi, \Xi = \{h_K, K = 0, (2^N - 1)\}. \quad (3)$$

Значения h_K (3) представляют собой случайные величины с белым унимодальным ($\text{mod}[h(I_{i=1, m}, J_{j=1, n})] = 2^N - 1$) нормальным распределением [1] на интервале квантования полей (2), (3).

Изображение, искаженное ИП, представляет собой частичное замещение $\lambda(I_i, J_j)$ элементами поля $h(I_i, J_j)$ в соответствии с выражением

$$x(I_i, J_j) = \begin{cases} h(I_i, J_j) & \text{с вероятностью } p, \\ \lambda(I_i, J_j) & \text{с вероятностью } 1 - p, \end{cases} \quad (4)$$

где p – вероятность замены элемента $\lambda(I_i, J_j)$ на $h(I_i, J_j)$ в дискрете с координатами i, j , которая не зависит ни от наличия помех в других координатах, ни от исходного поля и имеет равномерную плотность, т. е. $p = \text{const} \forall i \in [1, m], j \in [1, n]$.

Появления $\lambda(I_i, J_j)$ и $h(I_i, J_j)$ образуют полную группу несовместных событий для $i \in [1, m], j \in [1, n]$.

Поскольку переменные I_i, J_j являются по сути индексами, полагаем $\lambda(I_i, J_j) = \lambda_{i,j}$, $h(I_i, J_j) = h_{i,j}$, $x(I_i, J_j) = x_{i,j}$.

Для обнаружения в скользящей апертуре унимодальных ИП $h_{i,j}$ можно воспользоваться выражением [7], согласно которому ее центральный пиксел принимается за помеху, если его уровень ближе к моде ИП, чем порог x_p , устанавливаемый на основе распределения сигналов соседних пикселов (полагаемых $\lambda_{i,j}$). Так как на этапе восстановления изображения необходимо иметь информацию лишь о пространственном положении ИП (сигнальное значение подлежит коррекции) [6], бинарная оценка помех является достаточной. При этом в случае ИП с $\text{mod}[h_{i=1, m}, j=1, n] = 2^N - 1$ оценка может строиться в соответствии с выражением

$$\tilde{h}_{i,j} = \begin{cases} 1, & x_{i,j} \geq x_p, \\ 0, & x_{i,j} < x_p. \end{cases} \quad (5)$$

Задачу оценивания ИП можно сформулировать в следующем виде. Необходимо синтезировать алгоритм получения оптимальных пороговых значений x_p , позволяющий сформировать оценку (5) унимодальных ИП, которая была бы наиболее близка к ее истинным значениям

$$[x_p] = \arg \min \left\{ \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \left\| \tilde{h}_{i,j} - \hat{h}_{i,j} \right\| \right\}_{x_p \in [0, (2^N - 1)]}, \quad (6)$$

где $\hat{h}_{i,j}$ – истинное бинарное положение помех $\hat{h}_{i,j} = \begin{cases} 1, & x_{i,j} = h_{i,j} \\ 0, & x_{i,j} = \lambda_{i,j} \end{cases}$ на изображении $x_{i,j}$.

Синтез алгоритмов оценивания импульсных помех

Пренебрегая квантованием (2), (3) в силу, как правило, $N \geq 8$, можно записать выражение для плотности распределения (строго – ряда распределения) ИП с $\text{mod}[h_{i=1, m}, j=1, n] = 2^N - 1$, которое будет описывать “полуномальное” распределение [3], ограниченное справа ($2^N - 1$)

$$f_h(0, \dots, (2^N - 1)) = \frac{1}{\sqrt{2\pi D[h_{i,j}]}} \times \exp\left(-\left[\left(0, \dots, (2^N - 1)\right) - (2^N - 1)\right]^2 / 2D[h_{i,j}]\right), \quad (7)$$

где $D[h_{i,j}]$ – дисперсия значений h_K случайного поля (3).

Обозначим через $f(x/x) = \lambda$ плотность распределения полезного сигнала $\lambda_{i,j}$ (при условии, что изображение $x_{i,j}$, не содержит ИП: $x/x = \lambda$), а через $f(x/x) = h$ – помехи $h_{i,j}$ на интервале квантования (2) (при условии, что $x_{i,j}$ является ИП: $x/x = h$) в скользящей по $x_{i,j}$ апертуре. При этом нормированная условная вероятность ложного обнаружения (ЛО) в соответствии с (5) помехового пиксела будет иметь вид

$$P_{\text{ЛО}} = \sum_{x_p=0}^{2^N-1} f(x/x = \lambda) / \sum_{x=0}^{2^N-1} f(x/x = \lambda). \quad (8)$$

Условная вероятность принятия правильного решения (ПР) в соответствии с (5) об отсутствии (отс) помехи будет определяться как

$$P_{\text{ПР отс}} = \sum_{x=0}^{x_p} f(x/x = \lambda) / \sum_{x=0}^{2^N-1} f(x/x = \lambda), \quad (9)$$

причем $P_{\text{ЛО}} + P_{\text{ПР отс}} = 1$.

Условные вероятности пропуска (проп) и принятия правильного решения об обнаружении (обн) помехи будут соответственно иметь вид

$$P_{\text{проп}} = \sum_{x=0}^{x_p} f(x/x = h) / \sum_{x=0}^{2^N-1} f(x/x = h), \quad (10)$$

$$P_{\text{ПР обн}} = \sum_{x=x_p}^{2^N-1} f(x/x = h) / \sum_{x=0}^{2^N-1} f(x/x = h), \quad (11)$$

причем $P_{\text{проп}} + P_{\text{ПР обн}} = 1$.

С учетом p и условных вероятностей (8)–(11) запишем выражения для безусловных вероятностей ошибочных и правильных решений при обнаружении ИП.

Вероятность ложных (ЛТ) тревог будет иметь вид

$$P_{\text{ЛГ}} = (1-p)P_{\text{ЛЮ}} = (1-p) \left[\frac{\sum_{x=x_p}^{2^N-1} f(x/x=\lambda)}{\sum_{x=0}^{2^N-1} f(x/x=\lambda)} \right]; \quad (12)$$

вероятность принятия правильного решения об отсутствии помехи (ПО) –

$$P_{\text{ПО}} = (1-p)P_{\text{ПРотс}} = (1-p) \left[\frac{\sum_{x=0}^{x_p} f(x/x=\lambda)}{\sum_{x=0}^{2^N-1} f(x/x=\lambda)} \right]; \quad (13)$$

вероятность пропуска помехи (пр) –

$$P_{\text{пр}} = pP_{\text{проп}} = p \left[\frac{\sum_{x=0}^{x_p} f(x/x=h)}{\sum_{x=0}^{2^N-1} f(x/x=h)} \right]; \quad (14)$$

вероятность принятия правильного решения о наличии (ПН) помехи –

$$P_{\text{ПН}} = pP_{\text{ПРобн}} = p \left[\frac{\sum_{x=x_p}^{2^N-1} f(x/x=h)}{\sum_{x=0}^{2^N-1} f(x/x=h)} \right]. \quad (15)$$

Очевидно, что $P_{\text{ЛГ}} + P_{\text{ПО}} + P_{\text{пр}} + P_{\text{ПН}} = 1$.

Так как в задаче восстановления изображений стоимость $P_{\text{ЛГ}}$ и $P_{\text{пр}}$, как правило, различна (пропуск помехи влечет большие потери), то можно воспользоваться критерием Неймана–Пирсона [3], в соответствии с которым минимизируется вероятность пропуска при заданном уровне ложных тревог либо вероятность ложных тревог при фиксированном значении вероятности пропуска.

Рассмотрим минимизацию вероятности пропуска при заданной вероятности ложной тревоги. С учетом (12) и (14) выражение для искомого значения порога (5), минимизирующего вероятность пропуска ИП при фиксированной вероятности ложной тревоги, будет иметь вид

$$x_p = \operatorname{argmin}_{x_p \in [0, (2^N-1)]} \left\{ p \left[\frac{\sum_{x=0}^{x_p} f(x/x=h)}{\sum_{x=0}^{2^N-1} f(x/x=h)} \right] \right\}, \quad (16)$$

при этом

$$P_{\text{ЛГ}} \geq (1-p) \left[\frac{\sum_{x=x_p}^{2^N-1} f(x/x=\lambda)}{\sum_{x=0}^{2^N-1} f(x/x=\lambda)} \right]. \quad (17)$$

Как видно из (16), для минимизации его правой части необходимо $x_p \rightarrow 0$, однако это вызовет рост $P_{\text{ЛГ}}$ (17). Поэтому значение x_p найдем из ограничения (17). Поскольку распределение $f(x/x=\lambda)$ в двумерной апертуре, перемещающейся по изображе-

нию, лежит в границах от минимального x_p до максимального x_{max}^A значения сигнала, выражение (17) можно переписать в виде

$$P_{\text{ЛГ}} \geq (1-p) \left[\frac{(x_{\text{max}}^A - x_p)}{(2^N - 1)} \right]. \quad (18)$$

Определим из выражения (18) оптимальное значение x_p

$$x_p \geq x_{\text{max}}^A - P_{\text{ЛГ}} (2^N - 1) / (1-p). \quad (19)$$

Так как согласно (16) необходимо $x_p \rightarrow 0$, а согласно (17) – $x_p \rightarrow (2^N - 1)$, то оптимальное значение x_p будет определяться ограничением (19)

$$x_p = x_{\text{max}}^A - P_{\text{ЛГ}} (2^N - 1) / (1-p). \quad (20)$$

Рассмотрим частный случай, когда, например, x_{max}^A составляет 75% от полного интервала квантования (2), т. е. около 190 при $N = 8$. При этом зависимость x_p (20) от вероятностей p и $P_{\text{ЛГ}}$ будет иметь вид, показанный на рис. 1.

Таким образом, синтезированный по критерию Неймана–Пирсона алгоритм оценивания ИП с белым унимодальным распределением яркости для случая минимизации вероятности пропуска (16) при заданной вероятности ложной тревоги (17) выглядит следующим образом.

Алгоритм 1.

Шаг 1. На основе заданных $P_{\text{ЛГ}}$, p , N и текущих x_{max}^A в соответствии с (20) определяются оптимальные значения порога x_p .

Шаг 2. В соответствии с (5) находятся элементы $\tilde{h}_{i,j}$ бинарной матрицы, единицы которой будут пространственно указывать на локализацию ИП в пределах изображения.

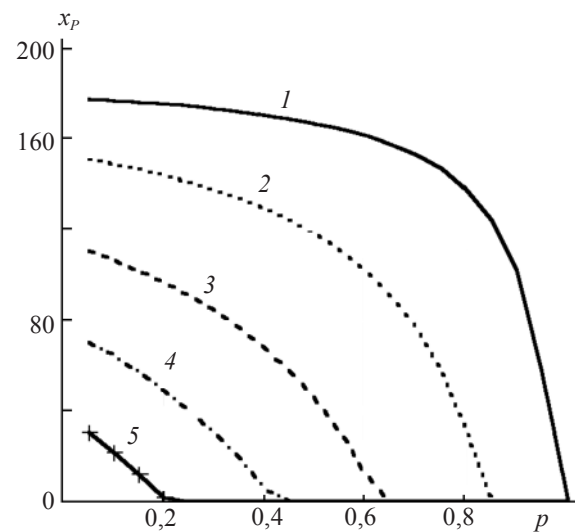


Рис. 1. Зависимости оптимального значения x_p (20) от p при заданных $P_{\text{ЛГ}}$. 1 – $P_{\text{ЛГ}} = 0,05$, 2 – $0,15$, 3 – $0,3$, 4 – $0,45$, 5 – $0,6$.

Необходимо отметить, что данный алгоритм применяется к каждому положению перемещающейся на один элемент (последовательно по столбцам, затем на строку ниже и т. д.) апертуры. Очевидно, что оптимальные по (16) значения x_p будут меняться при перемещении скользящего окна на один элемент, так как x_{\max}^A , как правило, различны при каждом новом положении апертуры. С ростом ее размеров x_{\max}^A

будет стремиться к $(2^N - 1)$, поэтому в алгоритме должны использоваться апертуры с минимальным размером 3×3 элемента.

Рассмотрим минимизацию вероятности ложной тревоги при заданной вероятности пропуска. С учетом (12) и (14) выражение для порога (5), минимизирующего вероятность ложной тревоги при заданной вероятности пропуска, будет иметь вид

$$x_p = \operatorname{argmin}_{x_p \in [0, (2^N - 1)]} \left\{ (1 - p) \left[\frac{\sum_{x=x_p}^{2^N - 1} f(x/x = \lambda)}{\sum_{x=0}^{2^N - 1} f(x/x = \lambda)} \right] \right\}, \quad (21)$$

при этом

$$P_{\text{пр}} \geq p \left[\frac{\sum_{x=0}^{x_p} f(x/x = h)}{\sum_{x=0}^{2^N - 1} f(x/x = h)} \right]. \quad (22)$$

Как видно из (21), для минимизации его правой

части необходимо $x_p \rightarrow (2^N - 1)$, однако это вызовет повышение $P_{\text{пр}}$ (22). Поэтому значение x_p найдем из ограничения (22). Так как распределение белых ИП $f(x/x = h)$ на интервале $[0, (2^N - 1)]$ нормальное (7), несмотря на дискретность, перепишем (22) в интегральном виде (что допустимо при $N \geq 0$)

$$P_{\text{пр}} \geq p \frac{\int_0^{x_p} \frac{1}{\sqrt{2\pi D[h_{i,j}]}} \exp\left(-\frac{[(0, \dots, (2^N - 1)) - (2^N - 1)]^2}{2D[h_{i,j}]}\right) d(2^N - 1)}{\int_0^{(2^N - 1)} \frac{1}{\sqrt{2\pi D[h_{i,j}]}} \exp\left(-\frac{[(0, \dots, (2^N - 1)) - (2^N - 1)]^2}{2D[h_{i,j}]}\right) d(2^N - 1)}. \quad (23)$$

В выражении (23) переменной интегрирования является $(2^N - 1)$. Вынося множители $1/\sqrt{2\pi D[h_{i,j}]}$ за знаки интеграла и сокращая их, получим

$$P_{\text{пр}} \geq p \frac{\int_0^{x_p} \exp\left(-\frac{[(0 \dots (2^N - 1)) - (2^N - 1)]^2}{2D[h_{i,j}]}\right) d(2^N - 1)}{\int_0^{(2^N - 1)} \exp\left(-\frac{[(0 \dots (2^N - 1)) - (2^N - 1)]^2}{2D[h_{i,j}]}\right) d(2^N - 1)}. \quad (24)$$

Проинтегрировав выражение (24), определим из него корни x_p , которые будут являться комплексными:

$$x_p^1 = (2^N - 1) + \sqrt{-2D[h_{i,j}] \ln \left(\frac{P_{\text{ПР}} - (P_{\text{ПР}} + p) \exp \left\{ \frac{-(2^N - 1)^2}{2D[h_{i,j}]} \right\}}{p} \right)}, \quad (25)$$

$$x_p^2 = (2^N - 1) - \sqrt{-2D[h_{i,j}] \ln \left(\frac{P_{\text{ПР}} - (P_{\text{ПР}} + p) \exp \left\{ \frac{-(2^N - 1)^2}{2D[h_{i,j}]} \right\}}{p} \right)}. \quad (26)$$

Зависимости вещественных частей корней x_p^1 и x_p^2 от входящих в выражения (25) и (26) параметров имеют симметричный характер относительно $(2N - 1)$, причем значения $\text{Re}(x_p^1)$ полностью выходят за область квантования $[0, (2N - 1)]$, поэтому искомым из (24) оптимальным параметром будет $x_p = \text{Re}(x_p^2)$.

Рассмотрим частный случай, когда, например, $D[h_{i,j}] = 50, N = 8$. При этом вещественная часть $\text{Re}(x_p^2)$ зависимости (26) от вероятностей p и $P_{\text{ПР}}$ будет иметь вид, показанный на рис. 2.

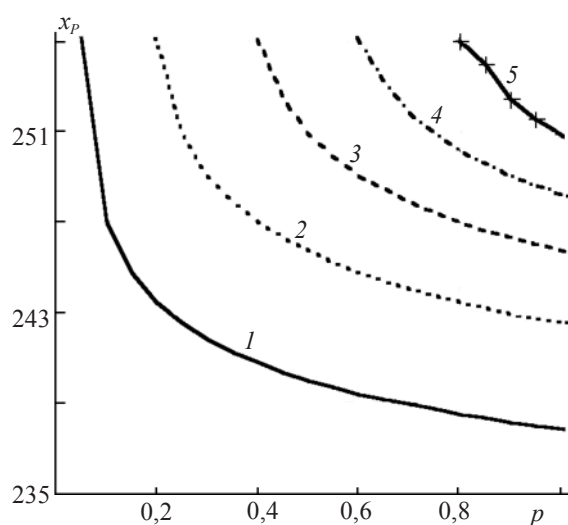


Рис. 2. Зависимости оптимального значения $\text{Re}(x_p^2)$ (26) от p при заданных $P_{\text{ПР}}$. 1 – $P_{\text{ПР}} = 0,05$, 2 – 0,2, 3 – 0,4, 4 – 0,6, 5 – 0,8.

Таким образом, синтезированный по критерию Неймана–Пирсона алгоритм оценивания ИП с белым гауссовым распределением яркости для случая минимизации вероятности ложной тревоги (21) при заданной вероятности пропуска (22) выглядит следующим образом.

Алгоритм 2.

Шаг 1. На основе заданных $P_{\text{ПР}}, p, N$ и $D[h_{i,j}]$ определяются вещественные значения порога $\text{Re}(x_p^2)$ (26).

Шаг 2. В соответствии с (5) находятся элементы $\tilde{h}_{i,j}$ матрицы пространственной оценки ИП.

Данная процедура аналогично алгоритму 1 применяется к каждому положению перемещающейся по $x_{i,j}$ апертуры.

Результаты исследований синтезированных алгоритмов

В ходе численного исследования синтезированных алгоритмов были использованы разнообразные цифровые полутоновые изображения с параметрами $m \times n = 640 \times 480, N = 8$. Размеры апертуры всех сопоставляемых алгоритмов выбраны равными 3×3 элемента. Перед обработкой изображения целенаправленно, в соответствии с выражением (4), подвергались воздействию ИП с дисперсией $D[h_{i,j}] = 50$ (7). Оценивание качества алгоритмов проводилось в диапазоне интенсивности ИП от $p = 0$ до $p = 1$ (4) с шагом 0,1. Критерием качества служила невязка (6), конкретизированная для пропуска помех $H_{\text{ПР}}$ и ложных тревог $H_{\text{ЛТ}}$:

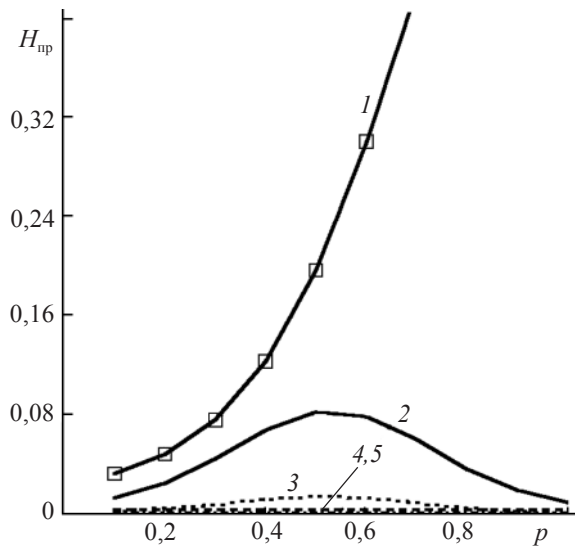


Рис. 3. Зависимости ошибок (27) от интенсивности помех p для известной процедуры [5] (кривая 1) и алгоритма 1 при фиксированных $P_{лт}$. 2 – $P_{лт} = 0,01$, 3 – 0,1, 4 – 0,2, 5 – 0,3.

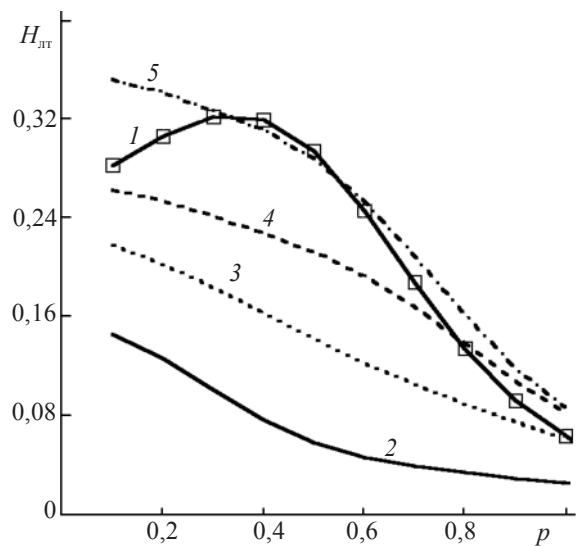


Рис. 4. Зависимости ошибок (28) от интенсивности помех p для известной процедуры [5] (кривая 1) и алгоритма 1 при фиксированных $P_{пр}$. 2 – $P_{пр} = 0,01$, 3 – 0,1, 4 – 0,2, 5 – 0,3.

$$H_{пр} = \frac{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \begin{cases} 1 & (\hat{h}_{i,j} - \tilde{h}_{i,j}) = 1 \\ 0 & (\hat{h}_{i,j} - \tilde{h}_{i,j}) \neq 1 \end{cases}}{mn}, \quad (27)$$

$$H_{лт} = \frac{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \begin{cases} 1 & (\tilde{h}_{i,j} - \hat{h}_{i,j}) = 1 \\ 0 & (\tilde{h}_{i,j} - \hat{h}_{i,j}) \neq 1 \end{cases}}{mn}. \quad (28)$$

Выражения (27) и (28) представляют собой отношение числа ошибок (соответственно типа пропуск помехи и ложная тревога) к общему количеству элементов изображения и характеризуют относительную частоту ошибок.

На рис. 3 и 4 представлены зависимости ошибок соответственно (27) и (28) от интенсивности помех p для синтезированного алгоритма 1 при нескольких заданных уровнях $P_{лт}$ и $P_{пр}$, а также для известной [5] процедуры оценивания унимодальных ИП. Из рис. 3 видно, что с ростом p алгоритм 1 показывает существенно меньшие ошибки $H_{пр}$ (27) по сравнению с процедурой [5], особенно с ростом допустимых уровней $P_{лт}$. Причем у процедуры [5] зависимость $H_{пр}$ является возрастающей, а у алгоритма 1 – экстремальной (через максимум в районе $p \approx 0,5$). Из рис. 4 видно, что предлагаемый алгоритм 1, в сравнении с известным [5], обладает меньшими ошибками $H_{лт}$ (28) при $P_{пр} = 0,01, 0,1$, зависимость которых от p имеет экстремальный характер для [5] и убывающий для алгоритма 1. С увеличе-

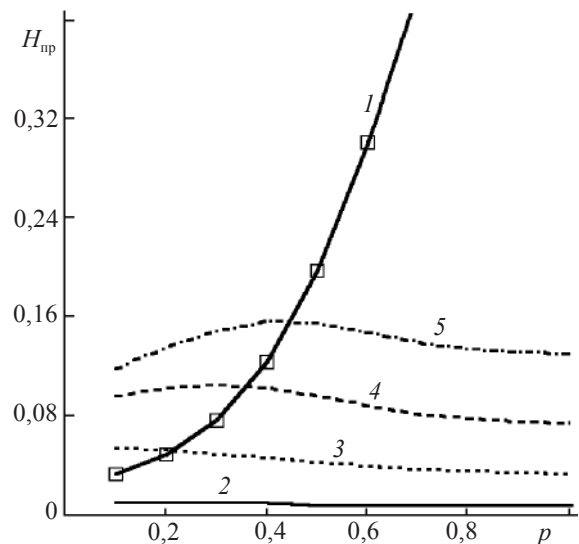


Рис. 5. Зависимости ошибок (27) от интенсивности помех p для известной процедуры [5] (кривая 1) и алгоритма 2 при фиксированных $P_{лт}$. 2 – $P_{лт} = 0,01$, 3 – 0,1, 4 – 0,2, 5 – 0,3.

нием допустимого уровня $P_{пр}$ частота ложных тревог у синтезированного алгоритма растет и при $P_{пр} = 0,3$ выше, чем у [5] практически во всем диапазоне p . Сопоставляя рис. 3 и 4, можно отметить, что при заданных ограничениях (17) и (22) на уровнях $P_{лт} = P_{пр} = 0,1$ и $0,2$ синтезированный алгоритм 1 является более качественным, чем процедура [5], при любой интенсивности помех p как по критерию (27), так и по (28).

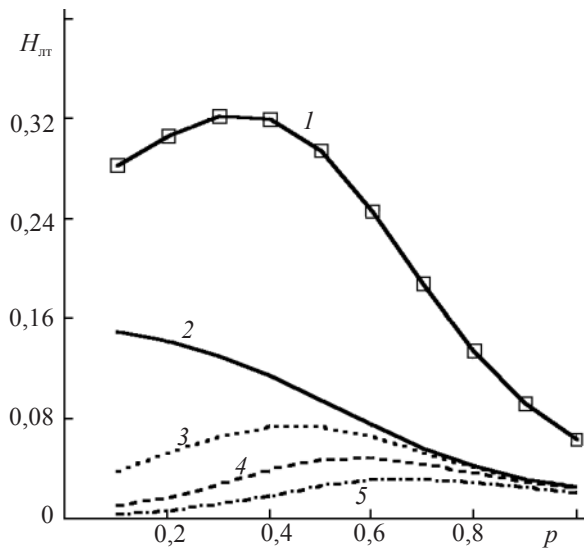


Рис. 6. Зависимости ошибок (28) от интенсивности помех p для известной процедуры [5] (кривая 1) и алгоритма 2 при фиксированных $P_{пр}$. 2 – $P_{пр} = 0,01$, 3 – 0,1, 4 – 0,2, 5 – 0,3.

На рис. 5 и 6 приведены зависимости ошибок соответственно (27) и (28) от интенсивности помех p для алгоритма 2 при нескольких фиксированных $P_{лт}$ и $P_{пр}$ и для известной [5] процедуры оценивания ИП. Из рис. 5 видно, что в области высокой интенсивности помех ($p > 0,5$) алгоритм 2 показывает существенно меньшие ошибки $H_{пр}$ (27) по сравнению с [5], причем теперь ошибки растут с увеличением допустимых уровней $P_{лт}$. Между тем при невысокой интенсивности помех и фиксированных уровнях $P_{лт}$, равных 0,1, 0,2 и 0,3, алгоритм 2 показывает несколько худшие результаты по сравнению с известной процедурой. Из рис. 6 видно, что синтезированный алгоритм 2, в сравнении с известным [5], обладает существенно меньшими ошибками $H_{лт}$ (28). С увеличением допустимого уровня $P_{пр}$ ошибки $H_{лт}$ у синтезированного алгоритма снижаются. Сопоставляя рис. 5 и 6 можно отметить, что при заданных ограничениях (17) и (22) на уровне 0,01 предлагаемый алгоритм 2 является более качественным, чем процедура [5], во всем диапазоне как по критерию (27), так и по (28).

Таким образом, рассмотренные результаты численных исследований (рис. 3–6) синтезированных алгоритмов оценивания пространственного положения белых гауссовых ИП на цифровых изображе-

ниях говорят о том, что они являются более эффективными по сравнению с неоптимальными.

Заключение

Синтезированные и представленные оптимальные по критерию Неймана–Пирсона алгоритмы позволяют осуществлять более эффективное оценивание пространственного положения ИП с белым гауссовым распределением яркости на изображениях по сравнению с неоптимальными известными процедурами.

Новизна работы заключается в представленных алгоритмах оценивания ИП на изображениях, отличающихся от известных тем, что пороговые параметры решающего правила синтезированы на основе стохастических распределений полезных сигналов изображений, вписывающихся в определенные параметры, а также статистических характеристик помех, подчиняющихся гауссовому распределению яркости.

Рассмотренные алгоритмы позволят повысить качество непараметрических процедур восстановления искаженных ИП изображений, использующих результат предварительного пространственного оценивания помех.

ЛИТЕРАТУРА

1. Гонсалес Р., Вудс Р. Цифровая обработка изображений. М.: Техносфера, 2005. 1072 с.
2. Соифер В.А., Гашиников М.В., Глузов Н.И. и др. Методы компьютерной обработки изображений. М.: Физматлит, 2001. 784 с.
3. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. М.: Радио и связь, 1989. 656 с.
4. Самойлин Е.А. Пространственно-избирательная фильтрация изображений // Изв. вузов. Приборостроение. 2006. Т. 49. № 12. С. 7–12.
5. Самойлин Е.А. Алгоритмы оценивания импульсного шума в задачах цифровой фильтрации оптических изображений // Оптический журнал. 2006. Т. 73. № 12. С. 42–46.
6. Самойлин Е.А. Алгоритмы восстановления цифровых оптических изображений, искаженных импульсными шумами // Оптический журнал. 2007. Т. 74. № 9. С. 50–55.
7. Ким В., Ярославский Л.П. Ранговые алгоритмы обработки изображений // Адаптивные методы обработки изображений. Сб. научн. тр. / Под ред. Сифорова В.И., Ярославского Л.П. М.: Наука, 1988. С. 35–73.