

## ОПТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ ОБРАБОТКИ ИНФОРМАЦИИ

УДК 681.327.68 : 778.38

В. А. ДОМБРОВСКИЙ, С. А. ДОМБРОВСКИЙ, Е. Ф. ПЕН  
(*Новосибирск*)

### ДОСТОВЕРНОСТЬ СЧИТЫВАНИЯ ИНФОРМАЦИИ В КАНАЛЕ ГОЛОГРАФИЧЕСКОГО ЗУ С ПОСТОЯННЫМИ ПАРАМЕТРАМИ \*

Вопросам оценки достоверности ( $S = -\lg N$ , где  $N$  — вероятность ошибки) чтения данных в голограммических ЗУ посвящен ряд работ [1—3]. В [2] достоверность считывания рассчитывают на основе характеристик восстановленного с голограммы изображения (контраста, сигнала/шума «1» и «0») в предположении, что мощности изображений «1» и «0» распределены по нормальному закону. В [1, 3] выражения для вероятности ошибочного считывания получены из условия, что эти мощности подчиняются обобщенному распределению Рэлея — Райса. Однако экспериментальные доказательства в пользу того или иного распределения отсутствуют. Недостаточно изучен также вопрос влияния нелинейности отклика фотоматрицы и режима фотосчитывания на изменение достоверности считывания.

Цель данной работы — установить наиболее адекватный вид распределения мощностей изображений «1» и «0» на основе сравнения расчетной достоверности чтения, вычисленной в предположении нормального закона и обобщенного распределения Рэлея — Райса мощностей «1» и «0», с достоверностью, найденной экспериментальным путем. Кроме того, на основе полученного распределения авторы считают необходимым исследовать зависимость достоверности чтения с учетом реальных характеристик фотоматрицы и режима фотосчитывания.

**Расчетные соотношения для распределения Рэлея — Райса мощностей оптических «1» и «0».** Согласно [4], функция распределения  $\rho_{10}(P_{10})$  плотности вероятности результирующей мощности  $P_{10}$  изображений «1», «0» имеет вид

$$\rho_{10}(P_{10}) = \begin{cases} \frac{1}{2\varepsilon_{10}^2} \exp \left[ -(S_{10} + P_{10})/2\varepsilon_{10}^2 \right] I_0 \left[ (S_{10}P_{10})^{1/2}/\varepsilon_{10}^2 \right], & P_{10} \geq 0; \\ 0, & P_{10} < 0, \end{cases} \quad (1)$$

где  $S_{10}$  — мощность изображений без помехи;  $\varepsilon_{10}^2$  — дисперсия амплитуды помехи;  $I_0(\cdot)$  — модифицированная функция Бесселя пулевого порядка. Параметры  $S_{10}$  и  $\varepsilon_{10}$  являются расчетными и связаны с экспериментально измеряемыми характеристиками  $\bar{P}_{10}$  и  $D(P_{10})$  (средние зна-

\* Под каналом ГЗУ с постоянными параметрами в работе понимается оптико-электронный тракт системы считывания, в котором характеристики восстановленного изображения (контраст, сигнал/шум «1» и «0») не изменяются во время считывания как для отдельной, так и для массива голограмм.

$$\varepsilon_{10}^2 = (\bar{P}_{10} - S_{10})/2 \quad \varepsilon_{10}^2 = \frac{\bar{P}_{10}}{2} [1 - \sqrt{1 - \sigma'_{10}^2}],$$

здесь  $\sigma'_{10}^2 = D(P_{10})/\bar{P}_{10}^2$ . Подставляя (2) в (1) и полагая, что  $\sigma'_{10}^2 \ll 1$  (типичные значения  $\sigma'_1 = 0,1 \div 0,25$ ;  $\sigma'_0 = 0,3 \div 0,5$  [4]), после преобразований для функции  $\rho_{10}(P_{10})$  получим

$$\rho_{10}(P_{10}) \simeq \begin{cases} \frac{2}{\bar{P}_{10}\sigma'_{10}^2} \exp \left[ -\frac{2}{\bar{P}_{10}\sigma'_{10}^2} (\bar{P}_{10} + P_{10}) \right] I_0 \left( \frac{4P_{10}^{1/2}}{\bar{P}_{10}^{1/2}\sigma'_{10}^2} \right), & P_{10} \geq 0, \\ 0, & P_{10} < 0. \end{cases} \quad (3)$$

Выражение (3) содержит только экспериментально измеряемые величины: средние мощности  $\bar{P}_{10}$  и коэффициенты вариаций  $\sigma'_{10}$  мощностей изображений «1» и «0».

Известно, что вероятность ошибочного считывания определяется формулой

$$N = (N_1 + N_0)/2, \quad (4)$$

где  $N_1 = \int_0^\gamma \rho_1(P_1) dP_1$  — вероятность ошибочного считывания «1» ( $1 \rightarrow 0$ );

$N_0 = \int_\gamma^\infty \rho_0(P_0) dP_0$  — вероятность ошибочного считывания «0» ( $0 \rightarrow 1$ );

$\gamma$  — величина порогового сигнала. Подставляя (3) в (4), для вероятностей появления ошибки имеем

$$N_1 = \int_0^\gamma \frac{2}{\bar{P}_1\sigma'_1} \exp \left[ -\frac{2}{\bar{P}_1\sigma'_1} (\bar{P}_1 + P_1) \right] I_0 \left( \frac{4P_1^{1/2}}{\bar{P}_1^{1/2}\sigma'_1} \right) dP_1; \quad (5)$$

$$N_0 = \int_\gamma^\infty \frac{2}{\bar{P}_0\sigma'_0} \exp \left[ -\frac{2}{\bar{P}_0\sigma'_0} (\bar{P}_0 + P_0) \right] I_0 \left( \frac{4P_0^{1/2}}{\bar{P}_0^{1/2}\sigma'_0} \right) dP_0. \quad (6)$$

Введем переменные  $\beta_1 = \frac{2}{\sigma'_1} (P_1/\bar{P}_1)^{1/2}$ ;  $\alpha_1 = 2/\sigma'_1$ . Тогда (5) преобразуется таким образом:

$$N_1 = \int_0^{\beta_1\gamma} \beta_1 \exp \left[ -\frac{\beta_1^2 + \alpha_1^2}{2} \right] I_0(\alpha_1, \beta_1) d\beta_1, \quad (7)$$

где  $\beta_1\gamma = \frac{2}{\sigma'_1} (\gamma/\bar{P}_1)^{1/2}$ . При  $\beta_1\gamma\alpha_1 = \frac{4}{\sigma'_1} (\gamma/\bar{P}_1)^{1/2} \gg 1$  (для  $\sigma'_1 = 0,2$ ;  $(\gamma/\bar{P}_1)^{1/2} = 0,4$ ;  $\beta_1\gamma\alpha_1 = 40 \gg 1$ ) функцию  $I_0(\cdot)$  можно заменить ее асимптотическим значением [5]

$$I_0(\alpha_1, \beta_1) \simeq \frac{\exp(\alpha_1\beta_1)}{\sqrt{2\pi\alpha_1\beta_1}}. \quad (8)$$

С учетом (8) выражение (7) представим в виде

$$N_1 \simeq \frac{1}{\sqrt{2\pi\alpha_1}} \int_0^{\beta_1\gamma} \beta_1^{1/2} \exp \left[ -\frac{(\beta_1 - \alpha_1)^2}{2} \right] d\beta_1. \quad (9)$$

В [5] показано, что при  $\alpha_1 - \beta_1 \gg 1$  интеграл (9) приводится к виду

$$N_1 \simeq \left( \frac{\beta_{1y}}{2\pi\alpha_1} \right)^{1/2} \frac{\exp[-(\alpha_1 - \beta_{1y})^2/2]}{\alpha_1 - \beta_{1y}} \simeq \frac{\beta_{1y}^{1/2}}{2\alpha_1^{1/2}} \{1 - \Phi(\alpha_1 - \beta_{1y})\}, \quad (10)$$

где  $\Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-z}^z e^{-t^2/2} dt$  — интеграл ошибок.

Интегрирование выражения (6) дает аналогичный результат для вероятности появления ошибки  $N_0$  ( $0 \rightarrow 1$ ):

$$N_0 \simeq \left( \frac{\beta_{0y}}{2\pi\alpha_0} \right)^{1/2} \frac{\exp[-(\beta_{0y} - \alpha_0)^2/2]}{\beta_{0y} - \alpha_0} \simeq \frac{\beta_{0y}^{1/2}}{2\alpha_0^{1/2}} \{1 - \Phi(\beta_{0y} - \alpha_0)\}, \quad (11)$$

здесь  $\beta_{0y} = \frac{2}{\sigma'_0} (\gamma/\bar{P}_0)^{1/2}$ ;  $\alpha_0 = 2/\sigma'_0$ .

Найдем оптимальный порог  $\gamma_{\text{опт}}$ . Используя критерий «идеального наблюдателя», соответствующий минимуму полной вероятности ошибки, выражение для величины оптимального порога различия «1» и «0» получим из соотношения правдоподобия [3]

$$\Lambda(\gamma) = \rho_1(P_1)/\rho_0(P_0) = 1. \quad (12)$$

Подставляя (3) в (12) и учитывая приближенное равенство (8) для функции Бесселя, решение уравнения правдоподобия запишем в следующем виде:

$$\gamma_{\text{опт}} \simeq \bar{P}_1 \left\{ \frac{\sigma'_1^2 \sqrt{K} - \sigma'_0^2 + \sigma'_0 \sigma'_1 \sqrt{(\sqrt{K} - 1)^2 + \frac{1}{2} (\sigma'_1^2 K - \sigma'_0^2) \ln(\sigma'_1 K^{3/4}/\sigma'_0)}}{\sigma'_1^2 K - \sigma'_0^2} \right\}. \quad (13)$$

Так как во всех практических случаях  $(\sqrt{K} - 1)^2 \gg \frac{1}{2} (\sigma'_1^2 K - \sigma'_0^2) \ln(\sigma'_1 K^{3/4}/\sigma'_0)$ , где  $K = \bar{P}_1/\bar{P}_0$  — контраст (для  $K = 30$ ;  $\sigma'_1 = 0,2$ ;  $\sigma'_0 = 0,4$  левая часть неравенства приблизительно равна 20, правая — единице), то (13) примет вид

$$\gamma_{\text{опт}} \simeq \bar{P}_1 \left\{ \frac{\sigma'_0 + \sigma'_1}{\sigma'_0 + \sigma'_1 \sqrt{K}} \right\}^2. \quad (14)$$

Заменяя в (10), (11) значение параметра  $\gamma$  на  $\gamma_{\text{опт}}$ , получим вероятности ошибок при оптимальном пороге различия «1» и «0»:

$$\begin{aligned} N_1 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left( 1 - \frac{\sigma'_1 z_1}{2} \right)^{1/2} \frac{\exp(-z_1^2/2)}{z_1}; \\ N_0 &= \frac{K^{1/4}}{\sqrt{2\pi}} \left( 1 - \frac{\sigma'_0 z_0}{2} \right)^{1/2} \frac{\exp(-z_0^2/2)}{z_0}, \end{aligned} \quad (15)$$

где  $z_1 = z_0 = \frac{2(\sqrt{K} - 1)}{\sigma'_0 + \sqrt{K}\sigma'_1}$ .

Из выражений (15) следует, что при оптимальном пороге  $\gamma_{\text{опт}}$  вероятность появления ложной «1» ( $0 \rightarrow 1$ ) в  $K^{1/4}$  раз выше, чем вероятность возникновения ложного «0» ( $1 \rightarrow 0$ ). Член перед экспонентой — медленно меняющаяся функция, поэтому вероятность ошибки практически определяется значением аргумента экспоненты  $z_p = \frac{2(\sqrt{K} - 1)}{\sigma'_0 + \sqrt{K}\sigma'_1}$ , который можно рассматривать как обобщенное отношение сигнал/шум в канале ГЗУ.

**Расчетные соотношения для нормального распределения мощностей изображений «1» и «0».** Выполнив аналогичные выкладки, запишем ос-

новные соотношения для нормального закона распределения следующим образом.

Плотность распределения вероятности мощности  $P_{10}$  «1» и «0»

$$\rho_{10}(P_{10}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi D(P_{10})}} \exp \left[ -\frac{(P_{10} - \bar{P}_{10})^2}{2D(P_{10})} \right],$$

где  $D(P_{10})$  — дисперсия мощности  $P_{10}$ . Вероятность перехода «1» в «0» (ошибки 1-го рода)

$$N_1 = \frac{1}{2} \{1 - \Phi(z_1)\}, \quad (16)$$

где  $z_1 = (1 - \gamma/\bar{P}_1)/\sigma'_1$ . Вероятность перехода «0» в «1» (ошибки 2-го рода)

$$N_0 = \frac{1}{2} \{1 - \Phi(z_0)\}, \quad (17)$$

где  $z_0 = \left( \frac{\gamma K}{\bar{P}_1} - 1 \right) / \sigma'_0$ . Уравнение оптимального порога

$$v_{\text{опт}} = \bar{P}_1 \left\{ \frac{\sigma'_0 + \sigma'_1}{\sigma'_0 + K\sigma'_1} \right\}.$$

Вероятности  $N_1$  и  $N_0$  при оптимальном пороге находятся из (16), (17) при  $z_1 = z_0 = z_n = \frac{K-1}{\sigma'_0 + K\sigma'_1}$ .

Для нормального распределения мощностей  $P_{10}$  и оптимального порога вероятности  $N_1$  и  $N_0$  равны и определяются параметром  $z_n$ . Сравнение  $z_n$  и  $z_p$  для нормального закона и распределения Рэлея — Райса соответственно показывает, что при  $\sigma'_1 = 0,2$ ;  $\sigma'_0 = 0,4$ ;  $K > 20$  параметр  $z_n$  имеет более слабую зависимость от контраста  $K$  и коэффициента вариации «0»  $\sigma'_0$ , чем параметр  $z_p$ .

**Оценка достоверности считывания с учетом характеристик фотоматрицы и режима ее работы.** Пусть для считывания изображений страниц двоичной информации используется фотоматрица, работающая в режиме накопления заряда и порогового детектирования [6]. Такие фотоматрицы обладают разбросом уровня темпового сигнала  $I_t$  для различных элементов матрицы и нелинейностью характеристики фотоотклика.

Рассмотрим два приближения.

1. Ампер-джоульная (А/Дж) характеристика фотоматрицы линейна:

$$I_{\text{вых}\,i} = I_{ti} - k'_i P_i \text{ или } I_{\text{вых}\,i}/I_{ti} = 1 - E_i/E_{ni}, \quad (18)$$

где  $I_{ti}$  и  $k'_i$  — темновой ток и крутизна А/Дж-характеристики фотоприемника;  $P_i$  и  $E_i = P_i t$  — мощность света и световая энергия, приходящаяся на  $i$ -й фотоприемник;  $t$  — время накопления;  $E_{ni} = I_{ti}/k'_i$  — энергия насыщения  $i$ -го фотоприемника.

2. А/Дж-характеристика нелинейна (квадратичное приближение [6]):

$$I_{\text{вых}\,i}/I_{ti} = (1 - E_i/E_{ni})^2 \quad (19)$$

( $E_{ni} = \sqrt{I_{ti}/k'_i}$  — энергия насыщения  $i$ -го фотоприемника в случае квадратичного приближения).

Для определения вида распределения электрических «1» и «0» необходимо найти композицию законов случайных величин  $P_{10}$  и  $I_{ti}$ . Однако разбросом темновых токов можно пренебречь и считать  $I_t$  постоянной величиной, если

$$(E_1 \sigma'_1 / E_n)^2 \gg \sigma'_t^2; \quad (20)$$

$$\left( \frac{E_1 \sigma'_0}{E_n K} \right)^2 \gg \sigma'_t^2, \quad (21)$$

где  $\sigma'_t = \sqrt{D(I_t)/\bar{I}_t}$ ,  $D(I_t)$  — дисперсия темнового тока  $I_t$ ;  $\bar{I}_t$  — средний темповом ток фотоматрицы. Для типичных значений характеристик изображений  $\sigma'_1 = 0,2$ ;  $\sigma'_0 = 0,4$ ;  $K = 30$ , параметров фотоматрицы  $\sigma'_t = 0,02$  и режима фотосчитывания  $E_1/E_n \geq 3$  [4] условия (20), (21) выполняются, поэтому пока пренебрегаем дисперсией  $D(I_t)$ . Ниже на примере нормального закона распределения мощностей изображений «1» и «0» покажем, к чему приводит учет разброса  $I_t$ .

Соотношения для расчета вероятности ошибочного считывания в ГЗУ для нормального закона и распределения Рэлея — Райса мощностей изображений «1» и «0» с учетом линейного и квадратичного приближения фотоотклика фотоматрицы, полученные с помощью теоремы о фундаментальном преобразовании случайных величин и их распределений [7], сведены в таблицу.

В таблице также приведены уравнения линий ( $I_n/\bar{I}_t = f_1(z_1, E_1/E_n)$ ) и ( $I_n/\bar{I}_t = f_0(z_0, E_1/E_n)$ ), на которых величины  $z_{10}$  постоянны. Области, ограниченные этими линиями, определяют зону устойчивого считывания для заданной вероятности ошибки.

**Сравнение расчетных и экспериментальных результатов.** Для установления реального вида распределения мощностей изображений «1» и «0» воспользуемся косвенной методикой, заключающейся в сравнении зон безошибочного считывания, полученных расчетным (по формулам, приведенным в таблице) и экспериментальным путем. Целесообразность выбора данной методики определяется тем, что пас в копечном итоге интересует то, насколько точно расчетная вероятность ошибки, вычисленная по характеристикам восстановленного изображения, согласуется с вероятностью ошибки, полученной экспериментально при считывании голограммы. Как видно из таблицы, для построения зоны устойчивого считывания необходимо знать характеристики изображения ( $K; \sigma'_1; \sigma'_0$ ). В [8, 9] даны методики их экспериментального определения. В данной работе характеристики измерялись по методике [9, 10] и для отдельной голограммы имели следующие типичные значения:  $K = 30$ ;  $\sigma'_1 = 0,2$ ;  $\sigma'_0 = 0,46$ . На рис. 1, а сплошные линии 1 и 2 соответствуют расчетным границам зоны устойчивого считывания и получены для распределения Рэлея — Райса в линейном приближении А/Дж-характеристики фотоматрицы (по формулам таблицы, колонка 1). На границах зон вероятность ошибочного считывания составляет  $10^{-3}$ . Штриховыми линиями 4, 5 обозначены границы зоны для нормального закона распределения мощностей изображений «1» и «0» (см. таблицу, колонка 3).

Экспериментальные точки, соответствующие вероятности ошибки  $10^{-3}$ , находились по методике, изложенной в [4]. При считывании отдельной голограммы (емкостью  $10^3$  бит) для каждого значения  $I_n/\bar{I}_t$  ( $I_n$  — пороговое значение тока) определялась энергия  $E_1(E_1/E_n)$ , при которой появлялась одна ошибка в голограмме. Полученные таким образом

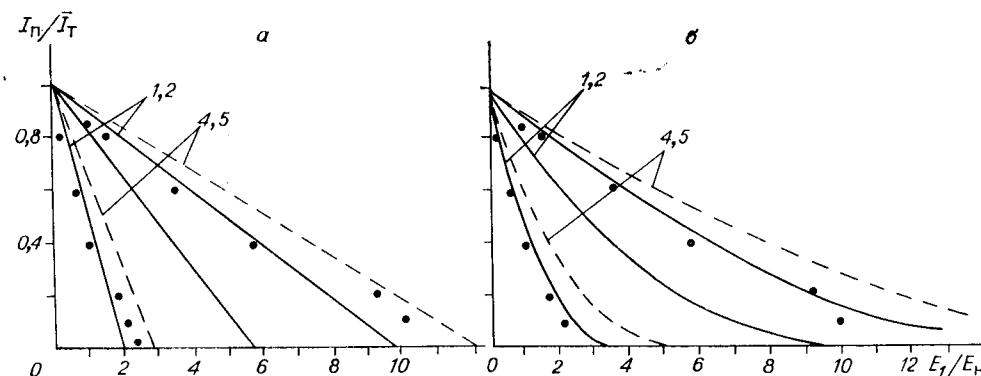


Рис. 1. Зоны устойчивого считывания в линейном (а) и квадратичном (б) приближениях А/Дж-характеристики фотоматрицы

Обобщенное распределение Рэлея–Райса		Распределение Гаусса	
Линейное приближение	Квадратичное приближение	Линейное приближение	Квадратичное приближение
$I_{\text{вых}}/\bar{I}_{\text{т}} = 1 - E_1/E_{\text{Н}}, D(I_{\text{т}}) = 0$	$I_{\text{вых}}/\bar{I}_{\text{т}} = (1 - E_1/E_{\text{Н}})^2, D(I_{\text{т}}) = 0$	$I_{\text{вых}}/\bar{I}_{\text{т}} = 1 - E_1/E_{\text{Н}}, D(I_{\text{т}}) = 0$	$I_{\text{вых}}/\bar{I}_{\text{т}} = (1 - E_1/E_{\text{Н}})^2, D(I_{\text{т}}) = 0$
1	2	3	4
Вероятность появления ложного «нуля» ( $1 \rightarrow 0$ )			
$N_1 = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left( 1 - \frac{\sigma'_1 z_1}{2} \right)^{1/2} \exp \left( -\frac{z_1^2/2}{z_1} \right)$		$N_1 = \frac{1}{2} \{ 1 - \Phi(z_1) \}$	
$z_1 = \frac{2}{\sigma'_1} \left( 1 - \sqrt{\frac{1 - I_{\text{п}}/\bar{I}_{\text{т}}}{E_1/E_{\text{Н}}}} \right)$	$z_1 = \frac{2}{\sigma'_1} \left( 1 - \sqrt{\frac{1 - I_{\text{п}}/\bar{I}_{\text{т}}}{E_1/E_{\text{Н}}}} \right)$	$z_1 = \frac{1}{\sigma'_1} \left( 1 - \frac{1 - I_{\text{п}}/\bar{I}_{\text{т}}}{E_1/E_{\text{Н}}} \right)$	$z_1 = \frac{1}{\sigma'_1} \left( 1 - \frac{1 - \sqrt{I_{\text{п}}/\bar{I}_{\text{т}}}}{E_1/E_{\text{Н}}} \right)$
Уравнение левой границы зоны устойчивого считывания для заданной вероятности ( $z_1 = \text{const}$ )			
$I_{\text{п}}/\bar{I}_{\text{т}} = 1 - \frac{E_1}{E_{\text{Н}}} \left( 1 - \frac{z_1 \sigma'_1}{2} \right)^2$	$I_{\text{п}}/\bar{I}_{\text{т}} = \left\{ 1 - \frac{E_1}{E_{\text{Н}}} \left( 1 - \frac{z_1 \sigma'_1}{2} \right)^2 \right\}$	$I_{\text{п}}/\bar{I}_{\text{т}} = 1 - \frac{E_1}{E_{\text{Н}}} (1 - \sigma'_1 z_1)$	$I_{\text{п}}/\bar{I}_{\text{т}} = \left\{ 1 - \frac{E_1}{E_{\text{Н}}} (1 - \sigma'_1 z_1) \right\}^2$
Вероятность появления ложной «единицы» ( $0 \rightarrow 1$ )			
$N_0 = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left( 1 + \frac{\sigma'_0 z_0}{2} \right)^{1/2} \exp \left( -\frac{z_0^2/2}{z_0} \right)$		$N_0 = \frac{1}{2} \{ 1 - \Phi(z_0) \}$	
$z_0 = \frac{2}{\sigma'_0} \left( \sqrt{\frac{K(1 - I_{\text{п}}/\bar{I}_{\text{т}})}{E_1/E_{\text{Н}}}} - 1 \right)$	$z_0 = \frac{2}{\sigma'_0} \left( \sqrt{\frac{K(1 - \sqrt{I_{\text{п}}/\bar{I}_{\text{т}}})}{E_1/E_{\text{Н}}}} - 1 \right)$	$z_0 = \frac{1}{\sigma'_0} \left( \frac{K(1 - I_{\text{п}}/\bar{I}_{\text{т}})}{E_1/E_{\text{Н}}} - 1 \right)$	$z_0 = \frac{1}{\sigma'_0} \left( \frac{K \left( \frac{1 - \sqrt{I_{\text{п}}/\bar{I}_{\text{т}}}}{E_1/E_{\text{Н}}} \right) - 1}{E_1/E_{\text{Н}}} \right)$

Уравнение правой границы зоны устойчивого считывания для заданной вероятности ( $z_0 = \text{const}$ )

$$\left| \begin{array}{l} I_{\text{n}}/\bar{I}_{\text{r}} = 1 - \frac{E_1}{KE_{\text{H}}} \left( 1 + \frac{z_0 \sigma'_0}{2} \right)^2 \\ I_{\text{n}}/\bar{I}_{\text{r}} = \left\{ 1 - \frac{E_1}{E_{\text{H}}K} \left( 1 + \frac{z_0 \sigma'_0}{2} \right)^2 \right\}^2 \end{array} \right| \quad \left| \begin{array}{l} I_{\text{n}}/\bar{I}_{\text{r}} = 1 - \frac{E_1}{KE_{\text{H}}} (1 + z_0 \sigma'_0) \\ I_{\text{n}}/\bar{I}_{\text{r}} = \left\{ 1 - \frac{E_1}{KE_{\text{H}}} (1 + z_0 \sigma'_0) \right\}^2 \end{array} \right|$$

Уравнение оптимального порогового тока  $I_{\text{n}}$

$$\left| \begin{array}{l} I_{\text{n}}/\bar{I}_{\text{r}} = 1 - \frac{E_1}{E_{\text{H}}} \left\{ \frac{\sigma'_0 + \sigma'_1}{\sigma'_0 + \sqrt{K}\sigma'_1} \right\}^2 \\ I_{\text{n}}/\bar{I}_{\text{r}} = \left\{ 1 - \frac{E_1}{E_{\text{H}}} \left( \frac{\sigma'_0 + \sigma'_1}{\sigma'_0 + \sqrt{K}\sigma'_1} \right)^2 \right\}^2 \end{array} \right| \quad \left| \begin{array}{l} I_{\text{n}}/\bar{I}_{\text{r}} = 1 - \frac{E_1}{E_{\text{H}}} \left( \frac{\sigma'_0 + \sigma'_1}{\sigma'_0 + K\sigma'_1} \right) \\ I_{\text{n}}/\bar{I}_{\text{r}} = \left\{ 1 - \frac{E_1}{E_{\text{H}}} \left( \frac{\sigma'_0 + \sigma'_1}{\sigma'_0 + K\sigma'_1} \right) \right\}^2 \end{array} \right|$$

Полная вероятность ошибочного считывания при оптимальном пороге

$$\left| \begin{array}{l} N(z) = \frac{(1 + K^{1/4})}{2\sqrt{2\pi}} \frac{(\sigma'_0 + \sigma'_1)^{1/2}}{(\sigma'_0 + \sqrt{K}\sigma'_1)^{1/2}} \frac{\exp(-z^2/2)}{z} \\ z = \frac{2(\sqrt{K} - 1)}{\sigma'_0 + \sqrt{K}\sigma'_1} \end{array} \right| \quad \left| \begin{array}{l} N(z) = \frac{1}{2} \{1 - \Phi(z)\} \\ z = \frac{K - 1}{\sigma'_0 + K\sigma'_1} \end{array} \right|$$

Причесание.  $\bar{I}_{\text{r}}, E_1, E_{\text{H}}$  — значения, усредненные по всем фотоприемникам матрицы.

данные показаны на рис. 1, а точками. Из рисунка видно, что экспериментальные результаты достаточно хорошо согласуются с теоретическими в предположении, что мощности изображений «1» и «0» подчиняются обобщенному распределению Рэлея — Райса (отличие теоретических и экспериментальных данных меньше 10 %) и значительно отличаются (до 50 %) от расчетных в случае нормального закона распределения. Линейное приближение А/Дж-характеристики хорошо «работает» при  $0,8 > I_{\text{n}}/\bar{I}_{\text{r}} > 0,2$ . Если  $I_{\text{n}}/\bar{I}_{\text{r}} < 0,2$ , то наблюдается расходжение расчетных зависимостей с экспериментальными из-за нелинейности фотоэлектрической характеристики фотоматрицы.

Рис. 1, б иллюстрирует расчетные линии границ зон для обоих распределений (получены по формулам таблицы, колонки 2, 4) в случае пелинейного отклика фотоматрицы. Экспериментальные точки границ зоны устойчивого считывания при  $I_{\text{n}}/\bar{I}_{\text{r}} < 0,8$  (см. рис. 1, б) практически совпадают с расчетными кривыми для распределения Рэлея — Райса. В области  $I_{\text{n}}/\bar{I}_{\text{r}} > 0,8$  наблюдается отличие теоретических и экспериментальных значений, что обусловлено нарушением неравенства (24) и необходимостью учитывать разброс темновых токов фотоматрицы.

**Достоверность считывания с учетом раз-**

**броса темновых токов.** Пусть распределение темнового тока подчиняется нормальному закону. Для установления качественной зависимости достоверности считывания при наличии разброса темновых токов фотоматрицы рассмотрим случай нормального закона распределения мощностей  $P_{10}$  и линейной А/Дж-характеристики фотоматрицы. Тогда соотношения в таблице (колонка 3) преобразуются таким образом:

$$N_1 = \frac{1}{2} \{1 - \Phi(z_1)\},$$

где

$$z_1 = \frac{\left(1 - \frac{I_n/\bar{I}_t}{E_1/E_H}\right)}{\sqrt{\sigma_t'^2/(E_1/E_H)^2 + \sigma_1'^2}}.$$

Уравнение левой границы зоны устойчивого считывания

$$I_n/\bar{I}_t = 1 - \frac{E_1}{E_H} \left(1 - z_1 \sqrt{\sigma_t'^2/(E_1/E_H)^2 + \sigma_1'^2}\right).$$

Вероятность появления ложной единицы

$$N_0 = \frac{1}{2} \{1 - \Phi(z_0)\},$$

где

$$z_0 = \frac{1}{\sqrt{\sigma_t'^2 K^2/(E_1/E_H)^2 + \sigma_0'^2}} \left(\frac{K(1 - I_n/\bar{I}_t)}{E_1/E_H} - 1\right).$$

Уравнение правой границы зоны устойчивого считывания

$$I_n/\bar{I}_t = 1 - \frac{E_1}{E_H K} \left(1 + z_0 \sqrt{(\sigma_t' K)^2/(E_1/E_H)^2 + \sigma_0'^2}\right).$$

Уравнение оптимального порога

$$I_n/\bar{I}_t = 1 - \frac{E_1}{E_H} \left( \frac{\sqrt{(\sigma_t' K)^2/(E_1/E_H)^2 + \sigma_0'^2} + \sqrt{\sigma_t'^2/(E_1/E_H)^2 + \sigma_1'^2}}{\sqrt{(\sigma_t' K)^2/(E_1/E_H)^2 + \sigma_0'^2} + K \sqrt{\sigma_t'^2/(E_1/E_H)^2 + \sigma_1'^2}} \right).$$

Полная вероятность ошибки при оптимальном пороге

$$N = \frac{1}{2} \{1 - \Phi(z)\},$$

где

$$z = \frac{K - 1}{\sqrt{(\sigma_t' K)^2/(E_1/E_H)^2 + \sigma_0'^2} + K \sqrt{\sigma_t'^2/(E_1/E_H)^2 + \sigma_1'^2}}.$$

Из выражений видно, что при уменьшении отношения  $E_1/E_n$  (относительной энергии сигнала) суммарная дисперсия электрического сигнала быстро нарастает. Вид кривой зоны безошибочного считывания

для этого случая представлен на рис. 2. В области  $I_n/\bar{I}_t > 0,8$  характер изменения правой границы зоны устойчивого считывания согласуется с экспериментальными данными.

**Достоверность при отклонении режима фотосчитывания от оптимального.** Зависимости достоверности чтения информации от изменения режимов фотосчитывания (энергии сигнала, порога различения), вычисленные в соответствии с формулами таблицы (колонка 2) для характеристик типичной голограммы, приведены

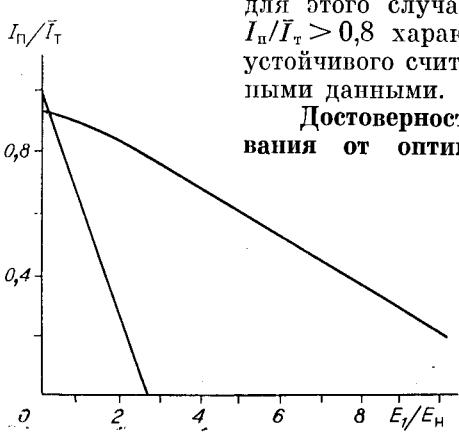


Рис. 2. Зона устойчивого считывания с учетом дисперсии темновых токов фотоматрицы

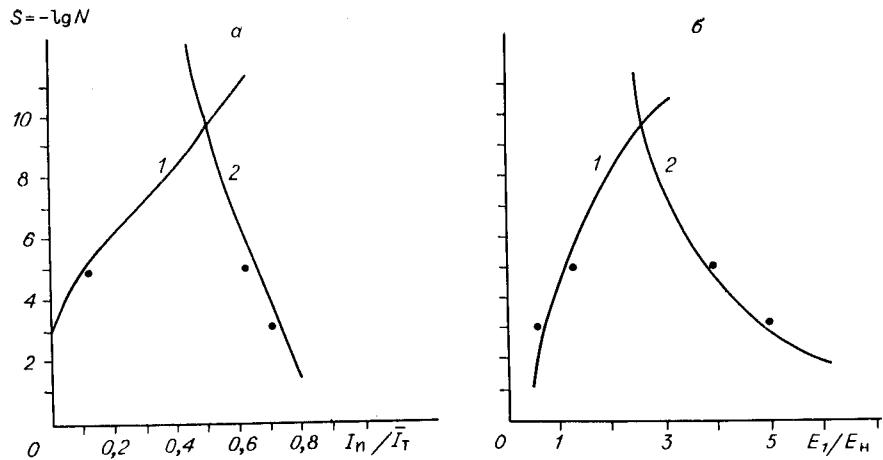


Рис. 3. Зависимость достоверности от порога различия  $I_n/\bar{I}_t$  ( $E_1/E_n = 2$ ) (а) и энергии сигнала  $E_1/E_n$  ( $I_n/\bar{I}_t = 0,4$ ) (б)

ны на рис. 3, а, б. Сплошные линии соответствуют расчетным данным, точками напечатаны экспериментальные значения. Кривые 1 (см. рис. 3, а, б) описывают изменение достоверности считывания «1», а кривые 2 — «0». Из рисунков видно, что для получения максимальной достоверности параметры режима фотосчитывания должны выдерживаться с высокой точностью. Например, для голограммы с характеристиками  $K = 40$ ;  $\sigma'_1 = 0,2$ ;  $\sigma'_0 = 0,45$  достоверность при оптимальном пороге равна  $S = 9,7$ , а при изменении энергии сигнала на 7 % (с 2,7 до 2,9, см. рис. 3, б) достоверность падает до 8, т. е. вероятность ошибки увеличивается почти на два порядка. Из графика также следует, что при случайных флуктуациях параметров режима фотосчитывания (если исходный режим был установлен оптимально) наиболее вероятны ошибки второго рода, т. е. переход «0» в «1».

**Заключение.** Таким образом, на основе сравнения расчетных и экспериментально полученных зон устойчивого считывания показано, что оценка достоверности чтения данных в ГЗУ должна проводиться по обобщенному распределению Рэлея — Райса. Отмечено, что оптимальный режим фотосчитывания (энергия сигнала, порог различия «1» и «0») необходимо устанавливать с учетом нелинейного отклика фотоматрицы, а разбросом темновых токов можно пренебречь, если  $(E_1\sigma'_0)^2/(E_nK)^2 \gg \sigma_t^2$ . Исследована устойчивость достоверности считывания от изменения режима фотосчитывания. Найдено, что отклонение режима от оптимального на  $\pm 10\%$  может приводить к увеличению вероятности ошибки на два порядка, причем наиболее вероятны ошибки второго рода (переход «0» в «1»).

Установлено, что для канала ГЗУ, восстановленного с голограммы изображения, с характеристиками  $K = 40$ ;  $\sigma'_1 = 0,2$ ;  $\sigma'_0 = 0,45$  [4] расчетная вероятность ошибки при оптимальном режиме фотосчитывания является низкой и равна  $2 \cdot 10^{-10}$ . Более высокая вероятность ошибки  $10^{-5}—10^{-7}$  [4], экспериментально полученная при считывании массивов голограмм, объясняется тем, что в реальном канале ГЗУ параметры восстановленных изображений не являются постоянными. Их изменения связаны с aberrациями оптической системы, нестабильностью характеристик регистрирующей среды (микродефекты), изменением уровня голографических шумов в зависимости от информационного содержания страниц данных и т. д. [2, 4, 11]. Достоверность считывания в канале ГЗУ с переменными параметрами рассмотрим в следующей статье.

Авторы выражают благодарность П. Е. Твердохлебу и Т. Н. Мантушу за полезные обсуждения и замечания, сделанные при чтении рукописи, а также А. А. Блоку за помощь при проведении экспериментов.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Пен Е. Ф. Расчет достоверности считывания информации в ГЗУ на основе экспериментальных данных характеристик восстановленных изображений // Тр. IV Всесоюз. конф. по голограммам.— Ереван: ВНИИРИ, 1982.— Т. 2.
2. Домбровский В. А., Домбровский С. А., Пен Е. Ф. Исследование помехоустойчивости голограмм в ГЗУ // Автометрия.— 1985.— № 4.
3. Lee Wai-Hon. Effect of film grain noise of the performance of holographic memory // JOSA.— 1972.— V. 62, N 6.— P. 797.
4. Блок А. А., Домбровский В. А., Домбровский С. А., Пен Е. Ф. Экспериментальные исследования достоверности считывания данных в голографических ЗУ // Автометрия.— 1984.— № 3.
5. Rice S. O. Mathematical analysis of random noise // Bell Syst. Techn. J.— 1945.— V. 23, N 3.— P. 282.
6. Матиенко Б. Г. Исследование характеристик полупроводниковой фотоприемной матрицы // Автометрия.— 1979.— № 3.
7. Вайнштейн Е. В., Толиков А. В., Гибин И. С. и др. Устройство хранения и считывания цифровых данных в голографической системе архивной памяти // Автометрия.— 1984.— № 3.
11. Блок А. А., Пен Е. Ф. Экспериментальные исследования статистических характеристик изображений восстановленных из массива микроголограмм // Тез. докл. на II Всесоюз. конф. «Проблемы развития радиооптики».— М.: НТО РЭС, 1985.

Поступила в редакцию 12 мая 1986 г.

УДК 535.4 : 778.38

И. Г. ПАЛЬЧИКОВА

(Новосибирск)

## КИНОФОРМНЫЕ КОНОИДНЫЕ АКСИКОНЫ

Для получения оптического разряда в газе [1], создания опорной световой линии в метрологии [2], бесконтактных измерений перемещений отражающей поверхности в специализированных микроскопах [3], наблюдения изображения треков элементарных частиц в ядерно-физических экспериментах [4], в оптических дисковых системах звукозаписи и воспроизведения [5] используется аксионная фокусировка. Конические аксионы (как рефракционные, так и дифракционные) обеспечивают неравномерное распределение интенсивности вдоль фокального отрезка [6]. В ряде случаев с целью оптимизации фокусировки необходимо иметь специальное распределение энергии лазерного импульса по фокальному отрезку [1, 7], что обычно достигается одним из двух способов: профилированием либо преломляющей поверхности аксиона, либо распределения интенсивности в лазерном пучке. Оба способа имеют существенные недостатки. Сложно не только изготовить с высокой точностью коноидный аксион, но и изменить профиль пучка без потерь мощности и увеличения расходимости. Устранить указанные недостатки можно при изготовлении аксионов в виде киноформ.

В данной работе рассмотрен способ расчета киноформных аксионов, позволяющий получать заданное распределение интенсивности вдоль фокального отрезка, и приведены результаты экспериментальной его проверки.

В отличие от случая дифракции на отверстиях различной формы и на линзах фокальный отрезок семейства аксионов формируется в ближ-