Ввиду сложной зависимости ошибки ΔP для изображений с неизвестными параметрами количественный анализ выполнен методом статистического моделирования. График максимальной ошибки ΔP для значения отношения размеров зоны анализа к площади объекта $k = 2$ и $q_1 = 4$ приведен на рис. 5 (кривая *2*). В отличие от рассмотренного выше случая кривая зависимости ΔP дополнительно определяется величиной k. При увеличении k различие между кривыми *1* и *2* уменьшается. В пределе ($k \to \infty$) эти кривые совпадают.

7. Таким образом, существующая модель аддитивного взаимодействия изображений объекта и фона может ограниченно использоваться при исследовании закономерностей обнаружения детерминированных изображений ППО.

В более общих случаях необходимо применение новой аппликативной модели формирования изображения, учитывающей эффект затенения объектом фона. При этом для расчета характеристик обнаружения изображения ППО на фоне неизвестной интенсивности в зависимости от соотношения размеров объекта и зоны анализа можно воспользоваться гауссовской аппроксимацией достаточной статистики, полученной на основе аппликативной модели, или методом статистического моделирования. В случаях, когда зона анализа во много раз превосходит по площади изображение объекта, удовлетворительные результаты могут быть получены на основе аппликативной модели детерминированных изображений.

Для оценки качества обнаружения случайных изображений ППО можно воспользоваться линейной зависимостью достаточной статистики, полученной при использовании аппликативной модели, со случайной величиной, имеющей χ^2-распределение.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Проблемы радиолокации протяженных объектов: Межвуз. сб. науч. тр.—Свердловск: УПИ, 1983.
2. Битюцкий О. И., Киричук В. С., Перетягин Г. И. Выделение локальных отличий при обработке последовательности изображений // Автометрия.—1988.—№ 5.
3. Шелухин О. И. Радиосистемы ближнего действия.—М.: Радио и связь, 1989.
4. Леонов Ю. П. Теория статистических решений и психофизика.—М.: Наука, 1977.
5. Травникова Н. П. Эффективность визуального поиска.—М.: Машиностроение, 1985.
6. Ван Трис Г. Теория обнаружения, оценок и модуляции: Пер. с англ. /Под ред. В. И. Тихонова.—М.: Сов. радио, 1972.—Т. 1, 3.
7. Бхаттачария Р. Н., Р. Ранга Рао. Аппроксимация нормальным распределением и асимптотические разложения: Пер. с англ. /Под ред. В. В. Сазонова.—М.: Наука, 1982.
8. Пикок Дж., Хастингс Н. Справочник по статистическим распределениям: Пер. с англ.—М.: Статистика, 1980.

Поступила в редакцию 28 января 1991 г.

УДК 621.396.96

Г. А. Осецкая

(Воронеж)

ОБНАРУЖЕНИЕ ОПТИЧЕСКОГО ИЗОБРАЖЕНИЯ С НЕИЗВЕСТНЫМИ ИНТЕНСИВНОСТЬЮ И ПЛОЩАДЬЮ ПРИ НАЛИЧИИ ФОНА С НЕИЗВЕСТНОЙ ИНТЕНСИВНОСТЬЮ

Выполнены синтез и анализ алгоритма обнаружения по методу максимального правдоподобия. Полученные асимптотические выражения для вероятностей ошибок первого и второго рода могут быть использованы для повышения точности оценки площади пропадающего оптического изображения.

В [1] рассматривалась оценка площади оптических изображений при неизвестных интенсивностях сигнала и шума, когда априори известно о наличии оптического изображения. Однако из-за ошибок наведения, случайности объектов наблюдения, отклонений луча, вызванных флуктуациями атмосферы, и ряда других причин полезный сигнал на входе устройства, формирующего изображение, может присутствовать с вероятностью, меньшей единицы [2, 3]. В [4] найдены потери в точности оценки площади за счет имеющейся в реальных условиях возможности пропадания полезного сигнала и определены пути повышения точности оценивания. При этом показано, что характеристики оценки площади пропадающего изображения существенно зависят от вероятности ошибок первого и второго рода при обнаружении изображения с неизвестной площадью. В [4] значения величин интенсивностей обнаруживаемого изображения и шума предполагались известными. В [5] получены характеристики алгоритмов обнаружения оптического изображения с неизвест-
$N(\xi)$, $\xi = (\xi_1, \xi_2)$, пуассоновского поля случайных точек с интенсивностью [5]

$$\lambda(\xi) = \Theta[\lambda_s(\xi/\sqrt{\chi_0}) - \lambda_F] + \lambda_N + \lambda_F,$$

где

$$\lambda_s(\xi) = \begin{cases} \lambda_0, & \xi \in \Omega; \\ 0, & \xi \overline{\in} \Omega. \end{cases} \tag{1}$$

Здесь Θ — несущественный параметр, который равен единице, если объект присутствует в области наблюдения, и нулю в противном случае; $\lambda_s(\xi/\sqrt{\chi_0})$ — интенсивность полезного сигнала, зависящая от параметра $\chi_0 \in [\chi_{min}, \chi_{max}]$, характеризующего площадь изображения; λ_N — интенсивность пространственного шума, обусловленного рассеянием света, неоднородностями среды распространения излучения и собственными шумами фотоприемника; λ_F — интенсивность фонового излучения, обусловленного рассеянием оптического зондирующего сигнала подстилающей поверхностью, на которой может находиться обнаруживаемый объект; Ω — область, ограниченная контуром изображения, площадь которой равна E_s. Если в выбранной системе координат (ξ_1, ξ_2) $E_s = 1$, то параметр χ_0 численно равен площади изображения.

Запишем функционал плотности вероятности [6] наблюдаемого пуассоновского поля при $\Theta = 1$ как функцию неизвестной площади χE_s:

$$F_1 = \exp\{-\lambda_F E_G - (\lambda_0 - \lambda_F)\chi E_s + N_\chi \ln[1 + \lambda_0/\lambda_N] + (N_G - N_\chi)\ln[1 + \lambda_F/\lambda_N]\}. \tag{2}$$

Здесь N_χ — число точек реализации поля $N(\xi)$ в области, имеющей форму полезного изображения (1), с площадью χE_s; N_G — число точек реализации поля $N(\xi)$ в области наблюдения G с площадью E_G. Когда объект отсутствует в области наблюдения ($\Theta = 0$), функционал плотности вероятности [6] наблюдаемого пуассоновского поля описывается выражением

$$F_0 = \exp\{-\lambda_F E_G + N_G \ln[1 + \lambda_F/\lambda_N]\}. \tag{3}$$

Для обнаружения оптического изображения с неизвестными интенсивностью и площадью при наличии фона с неизвестной интенсивностью воспользуемся методом максимального правдоподобия (ММП) [7]. В соответствии с ним для исключения влияния неизвестных неинформативных параметров λ_0 и λ_F следует заменить их значения на оценку максимального правдоподобия (ОМП). Максимизируя с этой целью (2) по λ_0 и λ_F и (3) по λ_F, получаем логарифм функционала отношения правдоподобия (ФОП)

$$
M(\chi) = \max_{\lambda_0, \lambda_F} \ln F_1 - \max_{\lambda_F} \ln F_0 = N_\chi \ln\left\{N_\chi \, [E_G/(\chi E_s) - 1] \times \right.
$$

$$
\left. \times \, (N_G - N_\chi)^{-1}\right\} + N_G \ln\left\{(N_G - N_\chi)/[N_G(1 - \chi E_s/E_G)]\right\}. \tag{4}
$$

Для обнаружения объекта с неизвестными интенсивностью и площадью вестными интенсивностью и площадью при наличии фона с неизвестной интенсивностью. Положим вначале, что обнаруживаемый объект отсутствует в области наблюдения ($\Theta = 0$). Тогда вероятность ошибки первого рода (ложной тревоги) запищется как

$$
\alpha = P[\sup M(\chi) > h], \quad \chi \in [\chi_{\min}, \chi_{\max}]. \tag{5}
$$

Обозначим

$$
\begin{aligned}
x_0(\chi) &= (N_\chi - \langle N_\chi \rangle)/\sqrt{\langle N_\chi \rangle}; \quad \varepsilon_0 = 1/\sqrt{\mu}, \\
y_0 &= (N_G - \langle N_G \rangle)/\sqrt{\langle N_G \rangle}; \qquad \delta_0 = 1/\sqrt{\langle N_G \rangle},
\end{aligned} \tag{6}
$$

где $\langle N_\chi \rangle = (\lambda_N + \lambda_F)\chi E_s$ — среднее значение случайной величины N_χ при $\Theta = 0$; $\mu = (\lambda_N + \lambda_F)E_s\chi_{\max}$ — максимальное среднее число точек поля $N(\xi)$ в области Ω; $\langle N_G \rangle = (\lambda_N + \lambda_F)E_G$ — среднее значение случайной величины N_G при $\Theta = 0$. Положим $\mu \gg 1$, выразим (4) через (6) и разложим $M(\chi)/\mu$ в ряд Маклорена по ε_0, δ_0 до первых членов, зависящих от реализации наблюдаемых данных. В результате получим

$$
M(\chi) \simeq [x_0(\chi) + y_0\sqrt{\chi/n}\,]^2 n/[2(n - \chi)], \tag{7}
$$

где $n = E_G/[E_s \chi_{\max}]$. Тогда (5) можно переписать как

$$
\alpha = P\left\{\sup M(\chi) > h, \ \chi \in [\chi_{\min}, \chi_{\max}]\right\} = 1 - F(h), \tag{8}
$$

где

$$
F(h) = F\left\{\sup M(\chi) < h, \ \chi \in [\chi_{\min}, \chi_{\max}]\right\} \tag{9}
$$

— функция распределения абсолютного максимума $M(\chi)$ при $\Theta = 0$. С ростом μ распределения случайного процесса $x_0(\chi)$ и случайной величины y_0 сходятся к гауссовскому распределению [8] с нулевым средним значением и единичной дисперсией, причем $\langle x_0(\chi) y_0 \rangle = \sqrt{\chi/n}$.

Выполняя преобразование одномерных гауссовских плотностей вероятности процесса $x_0(\chi)$ и величины y_0 [9], получим плотность вероятности $W(M)$ для процесса (7):

$$
W(M) = \exp(-M)/\sqrt{\pi M}. \tag{10}
$$

Введем замену переменной

$$
u = \ln[\chi/(n - \chi)], \qquad u \in [U_1, U_2], \tag{11}
$$

где $U_1 = \ln[\chi_{\min}/(n - \chi_{\min})]$, $U_2 = \ln[\chi_{\max}/(n - \chi_{\max})]$, и перейдем к процессу $M(u) = M[\chi(u)]$. Процесс $M(u)$ обладает плотностью вероятности (10) и коэффициентом корреляции

$$
R_M(u_1, u_2) = \exp\left\{-|u_1 - u_2|\right\}. \tag{12}
$$

Учитывая (11), формулу (9) можно переписать как $F_u(h) = F\left\{\sup M(u) < h, \ u \in [U_1, U_2]\right\}$. Чтобы найти приближенное выражение для $F_u(h)$, воспользуемся результатами [7] для случайного процесса с плотностью вероятности (10) и коэффициентом корреляции (12). В результате получаем аппроксимацию

$$F_u(h) \simeq \begin{cases} \exp[-2m\exp(-h)\sqrt{h/\pi}], & h \geq 1/2, \\ 0, & h < 1/2, \end{cases} \tag{13}$$

где $m = -\ln\{\chi_{\min}(n - \chi_{\max})/[(n - \chi_{\min})\chi_{\max}]\}/2$. Выполняя обратную замену переменной в (13) и подставляя результат в (8), получаем

$$\alpha \simeq \begin{cases} 1 - \eta^{\sqrt{h/\pi}\exp(-h)}, & h \geq 1/2, \\ 1, & h < 1/2. \end{cases}$$

Точность этой формулы возрастает с увеличением порога h и уменьшением параметра $\eta = \chi_{\min}(n - \chi_{\max})/[(n - \chi_{\min})\chi_{\max}]$.

Положим теперь, что объект с неизвестными интенсивностью и площадью при наличии фона с неизвестной интенсивностью присутствует в области наблюдения ($\Theta = 1$). Введем обозначения:

$$\begin{aligned} x_1(\chi) &= (N_\chi - \langle N_\chi \rangle)/\sqrt{\langle N_\chi \rangle}, \quad \varepsilon_1 = 1/\sqrt{\mu(1 + \gamma k)}, \\ y_1 &= (N_G - \langle N_G \rangle)/\sqrt{\langle N_G \rangle}, \quad \delta_1 = 1/\sqrt{\langle N_G \rangle}, \end{aligned} \tag{14}$$

где $\langle N_\chi \rangle = E_s\chi[\lambda_N + \lambda_F + (\lambda_0 - \lambda_F)\min(1, \chi_0/\chi)]$ — среднее значение случайной величины N_χ, когда объект присутствует в области наблюдения; $\langle N_G \rangle = (\lambda_N + \lambda_F)E_G + (\lambda_0 - \lambda_F)E_s\chi_0$ — среднее значение случайной величины N_G при $\Theta = 1$; $\gamma = \mathrm{sgn}(\lambda_0 - \lambda_F)$ и $k = |\lambda_0 - \lambda_F|(\lambda_N + \lambda_F)^{-1}$ — контраст оптического изображения, который определяется как отношение разности максимума и минимума интенсивности поля $N(\xi)$ в случае наличия объекта к максимуму интенсивности при его отсутствии [5]. Выражая (4) через (14) и полагая $\mu >> 1$, разложим $M(\chi)/\mu$ в ряд Маклорена по ε_1, δ_1 до первых членов, зависящих от реализации наблюдаемых данных. В результате получаем

$$\begin{aligned} M(\chi) &= \mu\{[\chi + \gamma k \min(\chi, \chi_0)]D(\chi) + (n + \gamma k \chi_0)C(\chi)\} + \\ &+ x_1(\chi)\sqrt{\mu[\chi + \gamma k \min(\chi, \chi_0)]}D(\chi) + y_1\sqrt{\mu(n + \gamma k \chi_0)}C(\chi), \end{aligned} \tag{15}$$

где $D(\chi) = \ln\{[1 + \gamma k \min(1, \chi_0/\chi)](n - \chi)/[n + \gamma k \chi_0 - \chi - \gamma k \min(\chi, \chi_0)]\}$, $C(\chi) = \ln\{[n + \gamma k \chi_0 - \chi - \gamma k \min(\chi, \chi_0)]n/[(n + \gamma k \chi_0)(n - \chi)]\}$. Представим (15) в виде

$$M(\chi) = S(\chi) + H(\chi),$$

где $H(\chi) = M(\chi) - \langle M(\chi) \rangle$;

$$S(\chi) = \langle M(\chi) \rangle = \mu\{[\chi + \gamma k \min(\chi, \chi_0)]D(\chi) + (n + \gamma k \chi_0)C(\chi)\}. \tag{16}$$

С ростом μ распределения случайного процесса $x_1(\chi)$ и случайной величины y_1 сходятся к гауссовскому распределению [8] с нулевым средним значением и единичной дисперсией, причем $\langle x_1(\chi)y_1 \rangle = \sqrt{[\chi + \gamma k \min(\chi, \chi_0)]/(n + \gamma k \chi_0)}$. Следовательно, $H(\chi)$ тоже является гауссовским случайным процессом. Найдем его первые два момента:

$$\begin{aligned} &\langle H(\chi) \rangle = 0, \\ &B_H(\chi_1, \chi_2) = \langle H(\chi_1)H(\chi_2) \rangle = \mu[\min(\chi_1, \chi_2) + \gamma k \min(\chi_1, \chi_2, \chi_0)]D(\chi_1)D(\chi_2) + \\ &+ \mu[\chi_2 + \gamma k \min(\chi_2, \chi_0)]C(\chi_1)D(\chi_2) + \mu[\chi_1 + \gamma k \min(\chi_1, \chi_0)]C(\chi_2)D(\chi_1) + \\ &+ \mu[n + \gamma k \chi_0]C(\chi_1)C(\chi_2). \end{aligned} \tag{17}$$

Вероятность пропуска объекта с неизвестными интенсивностью и площадью запишется в виде

$$\beta = P\{\sup M(\chi) < h\} = P\{M(\hat{\chi}) < h\}, \quad \chi \in [\chi_{\min}, \chi_{\max}], \tag{18}$$

$\hat{\chi} = \operatorname{argsup} M(\chi)$, $\chi \in [\chi_{\min}, \chi_{\max}]$, где $\hat{\chi}$ — ОМП нормированной площади объекта.

Введем в рассмотрение отношение сигнал/шум (ОСШ) для принятого изображения:

$$z^2 = S^2(\chi_0)/B_H(\chi_0, \chi_0) = \mu\{\chi_0(1 + \gamma k)D(\chi_0) + (n + \gamma k\chi_0)C(\chi_0)\}^2 \times$$
$$\times \{\chi_0(1 + \gamma k)D(\chi_0)[D(\chi_0) + 2C(\chi_0)] + (n + \gamma k\chi_0)C^2(\chi_0)\}^{-1}. \tag{19}$$

Из (19) следует, что при $\mu \to \infty$ ОСШ $z \to \infty$ при любых конечных значениях χ_0. Известно [1], что при $z \to \infty$ ОМП нормированной площади $\hat{\chi} \to \chi_0$ в среднеквадратическом. Поэтому при больших ОСШ (19) для расчета вероятности пропуска объекта (18) достаточно исследовать поведение $M(\chi)$ (15) в малой окрестности χ_0 [7]. Обозначим $\Delta = \max\{|\chi_1 - \chi_0|, |\chi_2 - \chi_0|, |\chi - \chi_0|\}$ и положим $\Delta \to 0$. Тогда для (16) получаем асимптотическое разложение

$$S(\chi) = \begin{cases} \mu\{\chi(1 + \gamma k)D(\chi_0) + (n + \gamma k\chi_0)C(\chi_0) - \gamma k(\chi - \chi_0)\} + o(\Delta), & \chi < \chi_0, \\ \mu\{(\chi + \gamma k\chi_0)D(\chi_0) + (n + \gamma k\chi_0)C(\chi_0) - \gamma k(\chi - \chi_0)\} + o(\Delta), & \chi > \chi_0. \end{cases} \tag{20}$$

Здесь $D(\chi_0) = \ln(1 + \gamma k)$, $C(\chi_0) = \ln[n/(n + \gamma k\chi_0)]$. Аналогичное разложение для корреляционной функции (17) имеет вид

$$B_H(\chi_1, \chi_2) = \mu\{\min(\chi_1, \chi_2)(1 + \gamma k)D^2(\chi_0) + (\chi_1 + \chi_2)(1 + \gamma k)D(\chi_0)C(\chi_0) +$$
$$+ (n + \gamma k\chi_0)C^2(\chi_0) - \gamma k(\chi_1 + \chi_2 - 2\chi_0)C(\chi_0)\} + o(\Delta); \quad \chi_1 < \chi_0, \chi_2 < \chi_0, \tag{21}$$

$$B_H(\chi_1, \chi_2) = \mu\{[\min(\chi_1, \chi_2) + \gamma k\chi_0]D^2(\chi_0) + (2\chi_0\gamma k + \chi_1 + \chi_2)D(\chi_0)C(\chi_0) +$$
$$+ (n + \gamma k\chi_0)C^2(\chi_0) - \gamma k(\chi_1 + \chi_2 - 2\chi_0)[D(\chi_0) + C(\chi_0)]\} + o(\Delta); \quad \chi_1 > \chi_0, \chi_2 > \chi_0.$$

Поскольку главные члены асимптотических разложений (20) и (21) кусочно-дифферецируемы, то при $\mu \gg 1$ в малой окрестности χ_0 логарифм ФОП (15) является гауссовским локально-марковским случайным процессом [8]. Используя результаты [8], получим выражения для коэффициентов сноса и диффузии такого процесса:

$$K_1(M, \chi) = \left.\frac{dS(\chi_1)}{d\chi_1}\right|_{\chi_1 = \chi + 0} + \frac{M(\chi) - S(\chi)}{B_H(\chi, \chi)} \left.\frac{\partial B_H(\chi, \chi_1)}{\partial \chi_1}\right|_{\chi_1 = \chi + 0},$$
$$K_2(M, \chi) = \left.\frac{dB_H(\chi_1, \chi_1)}{d\chi_1}\right|_{\chi_1 = \chi + 0} - 2\left.\frac{\partial B_H(\chi, \chi_1)}{\partial \chi_1}\right|_{\chi_1 = \chi + 0}. \tag{22}$$

Подставляя асимптотические разложения (20), (21) в (22) и рассматривая лишь малую окрестность χ_0, получаем

$$K_1(M, \chi) = \begin{cases} a_1 \\ -a_2 \end{cases} = \begin{cases} \mu[(1 + \gamma k)\ln(1 + \gamma k) - \gamma k], & \chi < \chi_0; \\ -\mu[\gamma k - \ln(1 + \gamma k)], & \chi > \chi_0; \end{cases}$$
$$K_2(M, \chi) = \begin{cases} a_3 \\ a_4 \end{cases} = \begin{cases} \mu(1 + \gamma k)\ln^2(1 + \gamma k), & \chi < \chi_0; \\ \mu\ln^2(1 + \gamma k), & \chi > \chi_0. \end{cases} \tag{23}$$

Поскольку [1] при $z \to \infty$ ОМП $\hat{\chi} \to \chi_0$ в среднеквадратическом, то величина вероятности пропуска (18) при больших ОСШ (19) определяется поведением характеристик ФОП в малой окрестности χ_0 [7]. Поэтому при аппроксимации этих характеристик необходимо обеспечить высокую точность аппроксимации в указанной окрестности. Точность аппроксимации характеристик логарифма ФОП за пределами малой окрестности χ_0 не играет большой роли. Значит, можно использовать аппроксимации (20), (21), (23) на всем априорном интервале возможных значений неизвестной нормированной площади объекта $\chi \in [\chi_{\min}, \chi_{\max}]$. Решая уравнение Фоккера — Планка — Колмогорова с коэффициентами (23) при соответствующих начальном и граничных условиях, как это сделано в [7], находим вероятность пропуска объекта с неизвестными площадью и интенсивностью:

$$\beta = \int_0^\infty \exp\left[-\frac{(\xi - h + a_1\chi_{\min})^2}{2a_3\chi_{\min}}\right]\left\{\Phi\left[\frac{a_1(\chi_0 - \chi_{\min}) + \xi}{\sqrt{a_3(\chi_0 - \chi_{\min})}}\right] - \exp\left[-\frac{2\xi a_1}{a_3}\right] \times \right.$$
$$\left. \times \Phi\left[\frac{a_1(\chi_0 - \chi_{\min}) - \xi}{\sqrt{a_3(\chi_0 - \chi_{\min})}}\right]\right\}\left\{\Phi\left[\frac{a_2(\chi_{\max} - \chi_0) + \xi}{\sqrt{a_4(\chi_{\max} - \chi_0)}}\right] - \exp\left[-\frac{2\xi a_2}{a_4}\right] \times \right.$$
$$\left. \times \Phi\left[\frac{a_2(\chi_{\max} - \chi_0) - \xi}{\sqrt{a_4(\chi_{\max} - \chi_0)}}\right]\right\} d\xi / \sqrt{2\pi a_3\chi_{\min}}, \tag{24}$$

где $\Phi(x) = \int_{-\infty}^{x} \exp(-t^2/2)dt/\sqrt{2\pi}$ — интеграл вероятности [7].

Формулы (23), (24) заметно упрощаются в случае слабого контраста $k \ll 1$, представляющего основной практический интерес. Одновременно считаем, что $k\mu \gg 1$, т. е. возможно надежное обнаружение. Тогда (24) можно переписать как

$$\beta = \int_0^\infty \exp\left[-\frac{(\xi - h + \mu k^2\chi_{\min}/2)^2}{2\mu k^2\chi_{\min}}\right]\left\{\Phi\left[\frac{\mu k^2(\chi_0 - \chi_{\min})/2 + \xi}{k\sqrt{\mu(\chi_0 - \chi_{\min})}}\right] - \right.$$
$$\left. - \exp(-\xi)\Phi\left[\frac{\mu k^2(\chi_0 - \chi_{\min})/2 - \xi}{k\sqrt{\mu(\chi_0 - \chi_{\min})}}\right]\right\}\left\{\Phi\left[\frac{\mu k^2(\chi_{\max} - \chi_0)/2 + \xi}{k\sqrt{\mu(\chi_{\max} - \chi_0)}}\right] - \right.$$
$$\left. - \exp(-\xi)\Phi\left[\frac{\mu k^2(\chi_{\max} - \chi_0)/2 - \xi}{k\sqrt{\mu(\chi_{\max} - \chi_0)}}\right]\right\} d\xi / k\sqrt{2\pi\mu\chi_{\min}}.$$

Таким образом, найдены асимптотически точные (с ростом среднего числа зафиксированных точек) выражения для характеристик обнаружения оптического изображения с неизвестными интенсивностью и площадью при наличии фона неизвестной интенсивности. Из полученных выражений следует, что эффективность обнаружения в значительной степени определяется величиной контраста оптического изображения. Сравнение полученных здесь результатов с результатами работ [1, 4, 5] позволяет определить проигрыш в эффективности обнаружения из-за незнания интенсивности и площади изображения при наличии фона с неизвестной интенсивностью. Кроме того, полученные выражения для вероятностей ошибок первого и второго рода аналогично [4] могут быть использованы для повышения точности оценки площади пропадающего оптического изображения с неизвестной интенсивностью при наличии фона с неизвестной интенсивностью.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Нечаев Е. П., Трифонов А. П. Оценка площади оптических изображений при неизвестных интенсивностях сигнала и шума // Автометрия.—1990.—№ 2.
2. Шереметьев А. Г. Статистическая теория лазерной связи.—М.: Связь, 1971.
3. Гальярди Р. М., Карп Ш. Оптическая связь: Пер. с англ. /Под ред. А. Г. Шереметьева.—М.: Связь, 1978.

4. Нечаев Е. П., Трифонов А. П. Оценка площади пропадающего оптического изображения на фоне шумов // Автометрия.—1987.—№ 3.
5. Осецкая Г. А. Характеристики алгоритмов обнаружения оптического изображения при наличии пространственного шума и фона // Изв. вузов. Радиоэлектроника.—1991.—№ 8.
6. Большаков И. А., Ракошиц В. С. Прикладная теория случайных потоков.—М.: Сов. радио, 1978.
7. Трифонов А. П. Обнаружение сигналов с неизвестными параметрами // Теория обнаружения сигналов.—М.: Радио и связь, 1984.
8. Тихонов В. И., Миронов М. А. Марковские процессы.—М.: Сов. радио, 1977.
9. Тихонов В. И. Оптимальный прием сигналов.—М.: Радио и связь, 1983.

Поступила в редакцию 11 ноября 1991 г.