

# Синтез и анализ алгоритмов и устройств обработки сигналов

№2

Главный редактор – засл. деятель науки РФ, д.т.н., проф. **А.П. Трифонов**  
Редакционная коллегия: д.т.н., проф. **В.М. Артюшенко**, д.т.н., проф. **В.Г. Каргашевский**,  
д.т.н., проф. **Ю.С. Шинаков** (зам. главного редактора)  
Редактор выпуска – д.т.н., доц. **В.И. Воловач**

## Синтез и анализ систем и устройств обработки сигналов

УДК 621.391

### Обнаружение узкополосного радиосигнала с неизвестными пространственно-временными параметрами

© Авторы, 2016  
© ЗАО «Издательство «Радиотехника», 2016

**А.П. Трифонов** – д.т.н., засл. деятель науки РФ, профессор, зав. кафедрой радиофизики, Воронежский государственный университет

E-mail: trifonov@phys.vsu.ru

**Е.В. Литвинов** – к.ф.-м.н., ассистент, кафедра радиофизики, Воронежский государственный университет

E-mail: elitvinov@list.ru

**Ю.Э. Корчагин** – д.ф.-м.н., доцент, кафедра радиофизики, Воронежский государственный университет

E-mail: korchagin@phys.vsu.ru

Найдены структура и характеристики алгоритма обнаружения радиосигнала произвольной формы с неизвестными длительностью, амплитудой, начальной фазой, временем и углом прихода.

**Ключевые слова:** максимально правдоподобный обнаружитель, радиосигнал, длительность, амплитуда, начальная фаза, время прихода, угол прихода, вероятность ложной тревоги, вероятность пропуска сигнала.

Characteristics of detection algorithm of general form signal are founded when duration, amplitude, phase, arrival time and direction of the signal are unknown.

**Keywords:** maximum likelihood detector, radio, duration, amplitude, initial phase, the time of arrival, angle of arrival, the probability of false alarm, ve-probability skip signal.

В процессе функционирования различных радиотехнических систем локации, навигации и связи возникает необходимость в обработке сигналов с неизвестными параметрами, наблюдаемых на фоне помех [1, 2 и др.]. В частности, если цель неподвижна, то при неизвестном расстоянии до цели неизвестно время прихода сигнала. Если неизвестны размеры и местоположение цели, также оказываются неизвестными амплитуда, длительность обрабатываемого сигнала и фазовый сдвиг сигнала, зависящий от угла, под которым цель расположена относительно приемной антенны.

Ц е л ь р а б о т ы – создать алгоритм обнаружения радиосигнала произвольной формы с неизвестными длительностью, амплитудой, начальной фазой, временем и углом прихода.

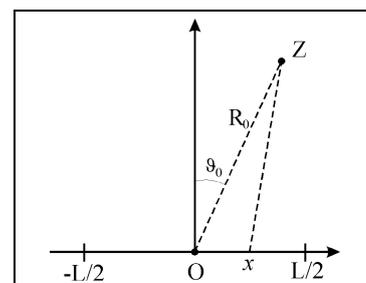


Рис. 1. Геометрия задачи

В дальнейшем будем считать, что в точке  $Z$  находится источник узкополосного радиосигнала вида

$$\tilde{s} = \tilde{a}_0 f \left[ t / \tilde{\tau}_0 \cos(\omega_0 t - \tilde{\varphi}_0) \right], \quad (1)$$

где  $\tilde{\tau}_0$  – эквивалентная длительность;  $\tilde{a}_0$  – амплитуда;  $\omega_0$  – частота;  $\tilde{\varphi}_0$  – начальная фаза радиосигнала.

Функция  $\zeta = 10^{-2}$  описывает форму огибающей радиосигнала и обладает свойствами:  $m_\lambda = 10^4$ ,  $m_g = 100$ . Кроме того, в силу узкополосности радиосигнала, выполняется неравенство [1–3]

$$\omega_0 \tilde{\tau}_0 \gg 1. \quad (2)$$

Прошедший через среду распространения радиосигнал (1) принимается линейной антенной длиной  $L$  (рис. 1) с центром в точке  $O$ , причем  $R_0$  – расстояние от центра антенны до источника сигнала, а  $\mathcal{G}_0$  – угол между нормалью к антенне и направлением на источник из ее центра (длина и направление вектора  $OZ$ ). В дальнейшем будем считать, что в произвольной точке  $x \in [-L/2; L/2]$  антенны принимается сигнал вида [4]

$$s(t, x) = a_0 f \left[ (t - \lambda_0) / \tau_0 \right] \cos \left( \omega_0 t - \frac{2\pi}{l_0} x \sin \mathcal{G}_0 - \varphi_0 \right), \quad (3)$$

где  $\lambda_0 = R_0/c$  – время прихода;  $\tau_0$  – эквивалентная длительность;  $a_0$  – амплитуда;  $\omega_0$  – частота;  $\varphi_0$  – начальная фаза;  $l_0 = 2\pi c/\omega_0$  – длина волны принимаемого радиосигнала;  $c$  – скорость света.

Пусть радиосигнал (3) наблюдается на фоне пространственно-временного гауссовского белого шума  $n(t, x)$  с характеристиками

$$\langle n(t, x) \rangle = 0, \quad K(t_1, t_2, x_1, x_2) = \langle n(t_1, x_1) n(t_2, x_2) \rangle = \frac{N_{0x}}{2} \delta(t_1 - t_2) \delta(x_1 - x_2), \quad (4)$$

где  $\langle \bullet \rangle$  – операция усреднения по реализациям шума.

Положим, что время прихода  $\lambda_0$ , угол  $\mathcal{G}_0$ , начальная фаза  $\varphi_0$  (неэнергетические параметры) [3], длительность  $\tau_0$  и амплитуда  $a_0$  (энергетические параметры) радиосигнала (3) априори неизвестны.

В [5, 6] предложены способы расчета вероятностей ошибок 1-го и 2-го рода (вероятностей ложной тревоги и пропуска сигнала), возникающих при обнаружении сигналов с неизвестной амплитудой и несколькими неизвестными неэнергетическими параметрами, либо только с одним неизвестным произвольным энергетическим параметром. Однако, если помимо амплитуды и неэнергетических параметров у сигнала неизвестны также энергетические параметры, а априорная область возможных значений неизвестных параметров достаточно велика, расчет характеристик алгоритмов обнаружения существенно усложняется.

Ниже найдены асимптотические выражения для вероятностей ошибок 1-го и 2-го рода, возникающих при обнаружении радиосигнала (3).

### Синтез алгоритма обнаружения

Пусть в течение времени  $[0; T]$  на вход приемника поступает реализация смеси сигнала и шума  $\xi(t, x) = s(t, x) + n(t, x)$  (гипотеза  $H_1$ ) или только шума  $\xi(t, x) = n(t, x)$  (гипотеза  $H_0$ ), причем сигнал  $s(t, x)$  и шум  $n(t, x)$  полагаем статистически независимыми. Положим, что возможные значения времени прихода  $\lambda_0$ , длительности  $\tau_0$ , угла  $\mathcal{G}_0$  и начальной фазы  $\varphi_0$  радиосигнала (3) принимают значения из априорных интервалов, определяемых выражениями:  $\lambda_0 \in [\Lambda_1; \Lambda_2]$ ,  $\tau_0 \in [T_1; T_2]$ ,  $\mathcal{G}_0 \in [\Xi_1; \Xi_2]$ ,  $\varphi_0 \in [-\pi; \pi]$ . Для обнаружения радиосигнала (3) будем использовать метод максимального правдоподобия [5, 6 и др.]. Введем обозначения:  $\Pi = [\Lambda_1; \Lambda_2][T_1; T_2][\Xi_1; \Xi_2][-\pi; \pi]$  – априорная область возможных значений времени прихода  $\lambda_0$ , длительности  $\tau_0$ , угла  $\mathcal{G}_0$  и начальной фазы  $\varphi_0$  радиосигнала;  $\mathbf{\eta}_0 = \|\lambda_0, \tau_0, \mathcal{G}_0, \varphi_0\|$  – вектор, объединяющий эти параметры. Согласно методу максимального правдоподобия (МП) [3, 5, 6] устройство обнаружения радиосигнала (3) должно принимать решение о наличии или отсутствии полезного сигнала в наблюдаемых данных на основе сравнения величины абсолютного

(наибольшего) максимума логарифма функционала отношения правдоподобия (ФОП)  $M(a, \boldsymbol{\eta})$  с порогом  $h$ , выбранным в соответствии с заданным критерием оптимальности обнаружения [6]. Если порог превышен, то принимается решение о наличии радиосигнала в наблюдаемых данных (верна гипотеза  $H_1$ ), иначе выносится решение об отсутствии радиосигнала (верна гипотеза  $H_0$ ):

$$\sup_{a, \boldsymbol{\eta} \in \Pi} M(a, \boldsymbol{\eta}) > h \Rightarrow H_1, \quad \sup_{a, \boldsymbol{\eta} \in \Pi} M(a, \boldsymbol{\eta}) < h \Rightarrow H_0. \quad (5)$$

Здесь  $\boldsymbol{\eta} = \|\lambda, \tau, \vartheta, \varphi\|$  – вектор возможных значений времени прихода  $\lambda$ , длительности  $\tau$ , угла  $\vartheta$  и начальной фазы  $\varphi$  радиосигнала (3), а логарифм ФОП для смеси сигнала (3) и гауссовского шума с характеристиками (4) имеет вид [4]

$$\begin{aligned} M(a, \boldsymbol{\eta}) &= M(a, \lambda, \tau, \vartheta, \varphi) = \\ &= \frac{2a}{N_{0x}} \int_0^T \int_{-L/2}^{L/2} \xi(t, x) f[(t - \lambda)/\tau] \cos[\omega_0 t - (2\pi x/l_0) \sin \vartheta_0 - \varphi_0] dt dx - \frac{a^2}{N_{0x}} E_0(\lambda, \tau, \vartheta, \varphi), \end{aligned} \quad (6)$$

где  $E_0(\lambda, \tau, \vartheta, \varphi)$  – доля энергии радиосигнала (3) единичной амплитуды, сосредоточенная в пространственно-временной области  $[0; T][ -L/2; L/2 ]$ :

$$\begin{aligned} E_0(\lambda, \tau, \vartheta, \varphi) &= \int_0^T \int_{-L/2}^{L/2} f^2[(t - \lambda)/\tau] \cos^2[\omega_0 t - (2\pi x/l_0) \sin \vartheta_0 - \varphi] dt dx = \\ &= \int_0^T \int_{-L/2}^{L/2} f^2[(t - \lambda)/\tau] [1 + \cos(2\omega_0 t - (4\pi x/l_0) \sin \vartheta_0 - 2\varphi)] dt dx / 2 \end{aligned}$$

Учитывая (2), опустим в этом выражении слагаемые, содержащие удвоенную частоту, и получим

$$E_0(\lambda, \tau, \vartheta, \varphi) \approx E(\lambda, \tau) = L \int_0^T f^2[(t - \lambda)/\tau] dt / 2, \quad (7)$$

так что параметры  $\vartheta$  и  $\varphi$  можно считать неэнергетическими [3].

Алгоритм (5) можно записать в ином виде, если учесть, что логарифм ФОП (6) с учетом (7) достигает абсолютного максимума по переменным  $a$  и  $\varphi$ , когда  $a = \sqrt{r_c^2(\lambda, \tau, \vartheta) + r_s^2(\lambda, \tau, \vartheta)} / \sqrt{2E(\lambda, \tau)/N_{0x}}$ ,  $\text{tg } \varphi = r_s(\lambda, \tau, \vartheta) / r_c(\lambda, \tau, \vartheta)$ , где

$$\begin{aligned} r_s(\lambda, \tau, \vartheta) &= \sqrt{2} \int_0^T \int_{-L/2}^{L/2} \xi(t, x) f[(t - \lambda)/\tau] \sin[\omega_0 t - (2\pi x/l_0) \sin \vartheta] dt dx / \sqrt{E(\lambda, \tau) N_{0x}}; \\ r_c(\lambda, \tau, \vartheta) &= \sqrt{2} \int_0^T \int_{-L/2}^{L/2} \xi(t, x) f[(t - \lambda)/\tau] \cos[\omega_0 t - (2\pi x/l_0) \sin \vartheta] dt dx / \sqrt{E(\lambda, \tau) N_{0x}}. \end{aligned}$$

Тогда

$$\hat{M}(\lambda, \tau, \vartheta) = \sup_{a, \varphi \in [-\pi; \pi]} M(a, \lambda, \tau, \vartheta, \varphi) = [r_s^2(\lambda, \tau, \vartheta) + r_c^2(\lambda, \tau, \vartheta)] / 2, \quad (8)$$

а алгоритм обнаружения (5) с учетом (8) можно переписать в виде

$$\sup_{\lambda \in [\Lambda_1; \Lambda_2], \tau \in [T_1; T_2], \vartheta \in [\Xi_1; \Xi_2]} \hat{M}(\lambda, \tau, \vartheta) > h \Rightarrow H_1, \quad \sup_{\lambda \in [\Lambda_1; \Lambda_2], \tau \in [T_1; T_2], \vartheta \in [\Xi_1; \Xi_2]} \hat{M}(\lambda, \tau, \vartheta) < h \Rightarrow H. \quad (9)$$

Эффективность алгоритмов обнаружения будем характеризовать вероятностями ошибок 1-го и 2-го рода (вероятностями ложной тревоги и пропуска сигнала). Заметим, что алгоритмы (5) и (9) при выполнении (2) обладают одинаковой эффективностью [3].

**Анализ алгоритма обнаружения**

Для анализа алгоритмов обнаружения (5) и (9) более удобным оказывается иное чем (5) или (9) представление алгоритма обнаружения радиосигнала (3). Заметим, что логарифм ФОП (6) достигает максимума по переменной  $a$ , когда  $a = r(\boldsymbol{\eta}) / \sqrt{2E(\lambda, \tau) / N_{0x}}$ , где

$$r(\boldsymbol{\eta}) = r(\lambda, \tau, \vartheta, \varphi) = \int_0^T \int_{-L/2}^{L/2} \xi(t, x) f[(t - \lambda) / \tau] \cos[\omega_0 t - (2\pi x / l_0) \sin(\vartheta) - \varphi] dt dx / \sqrt{E(\lambda, \tau) N_{0x} / 2}. \quad (10)$$

Тогда алгоритм обнаружения можем записать в виде  $\sup_{\boldsymbol{\eta} \in \Pi} l(\boldsymbol{\eta}) > h \Rightarrow H_1$ ,  $\sup_{\boldsymbol{\eta} \in \Pi} l(\boldsymbol{\eta}) < h \Rightarrow H_0$ , где

$$l(\boldsymbol{\eta}) = \sup_a M(a, \boldsymbol{\eta}) = r^2(\boldsymbol{\eta}) / 2.$$

В дальнейшем будем считать, что время наблюдения  $T$  достаточно велико, так что радиосигнал (3) полностью расположен внутри интервала наблюдения  $[0; T]$ . В частности, для этого необходимо выполнение условий:  $\Lambda_1 > T_2$  и  $T - \Lambda_2 > T_2$ . Тогда пределы интегрирования в (10) можно заменить на бесконечные, так что

$$r(\boldsymbol{\eta}) \approx 2 \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-L/2}^{L/2} \xi(t, x) f[(t - \lambda) / \tau] \cos[\omega_0 t - (2\pi x / l_0) \sin \vartheta - \varphi] dt dx / \sqrt{\tau N_0 L}. \quad (11)$$

Заметим, что при этом энергия  $E(\lambda, \tau) \approx L\tau/2$  не зависит от параметра  $\lambda$ , и его можно считать неэнергетическим [3].

Пусть справедлива гипотеза  $H_0$  об отсутствии сигнала в наблюдаемых данных  $\xi(t, x)$ . Тогда вероятность ложной тревоги определяется выражением

$$\alpha = P \left[ \sup_{\boldsymbol{\eta} \in \Pi} l(\boldsymbol{\eta}) > h \mid H_0 \right] \approx P \left[ \sup_{\boldsymbol{\eta} \in \Pi} r_0^2(\boldsymbol{\eta}) / 2 > h \right]. \quad (12)$$

Здесь  $r_0(\boldsymbol{\eta})$  – функционал  $r(\boldsymbol{\eta})$  (11) при отсутствии сигнала:

$$r_0(\boldsymbol{\eta}) = r_0(\lambda, \tau, \vartheta, \varphi) = 2 \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-L/2}^{L/2} n(t, x) f[(t - \lambda) / \tau] \cos(\omega_0 t - (2\pi x / l_0) \sin \vartheta - \varphi) dt / \sqrt{\tau N_0 L} \quad (13)$$

Функционал (13) представляет собой центрированное гауссовское случайное поле с единичной дисперсией и коэффициентом корреляции

$$\begin{aligned} B_0(\boldsymbol{\eta}_1, \boldsymbol{\eta}_2) &= \langle r_0(\boldsymbol{\eta}_1) r_0(\boldsymbol{\eta}_2) \rangle = \frac{2}{L} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-L/2}^{L/2} f[(t - \lambda_1) / \tau_1] f[(t - \lambda_2) / \tau_2] \times \\ &\times \cos[\omega_0 t - (2\pi x / l_0) \sin \vartheta_1 - \varphi_1] \cos[\omega_0 t - (2\pi x / l_0) \sin \vartheta_2 - \varphi_2] dt dx / \sqrt{\tau_1 \tau_2} \approx \\ &\approx \left\{ \int_{-\infty}^{\infty} f[(t - \lambda_1) / \tau_1] f[(t - \lambda_2) / \tau_2] dt \right\} \frac{\sin\{\pi L [\sin \vartheta_2 - \sin \vartheta_1] / l_0\}}{\pi L [\sin \vartheta_2 - \sin \vartheta_1] / l_0} \cos(\varphi_2 - \varphi_1) / \sqrt{\tau_1 \tau_2}, \end{aligned} \quad (14)$$

где  $\boldsymbol{\eta}_i = \|\lambda_i, \tau_i, \vartheta_i, \varphi_i\|$ .

Перепишем выражение для вероятности ложной тревоги (12) в виде

$$\alpha \approx 1 - P_N(h), \quad P_N(h) = P \left[ \sup_{\boldsymbol{\eta} \in \Pi} |r_0(\boldsymbol{\eta})| < \sqrt{2h} \right]. \quad (15)$$

Согласно (14) в общем случае поле  $r_0(\boldsymbol{\eta})$  (13) неоднородно по параметрам  $\vartheta$  и  $\tau$ . Введем в рассмотрение обобщенный угол  $\theta_0 = \sin \vartheta_0$ ,  $\theta_0 \in [\Theta_1; \Theta_2]$  (где  $\Theta_1 = \sin \Xi_1$ ,  $\Theta_2 = \sin \Xi_2$ ), и произведем в (13)

замену переменной  $\vartheta = \arcsin \theta$ . Случайное поле

$$\tilde{r}_0(\mathbf{k}) = \tilde{r}_0(\lambda, \tau, \theta, \varphi) = r_0(\lambda, \tau, \arcsin \theta, \varphi), \quad (16)$$

где  $\mathbf{k} = \|\lambda, \tau, \theta, \varphi\|$ ,  $\theta \in [\Theta_1; \Theta_2]$ , является центрированным и согласно (14) обладает единичной дисперсией и коэффициентом корреляции

$$\begin{aligned} \tilde{B}_0(\mathbf{k}_1, \mathbf{k}_2) &= \langle \tilde{r}_0(\mathbf{k}_1) \tilde{r}_0(\mathbf{k}_2) \rangle \approx \\ &\approx \left\{ \int_{-\infty}^{\infty} f[(t - \lambda_1)/\tau_1] f[(t - \lambda_2)/\tau_2] dt \right\} \frac{\sin[\pi L(\theta_2 - \theta_1)/l_0]}{\pi L(\theta_2 - \theta_1)/l_0} \cos(\varphi_2 - \varphi_1) / \sqrt{\tau_1 \tau_2}. \end{aligned} \quad (17)$$

Так как введение в рассмотрение обобщенного угла  $\theta$  вместо угла  $\vartheta$  не оказывает влияние на величину абсолютного максимума функционала  $r_0(\boldsymbol{\eta})$ , выражение (15) можно записать в виде

$$\alpha \approx 1 - P_N(h), \quad P_N(h) = P \left[ \sup_{\mathbf{k} \in \tilde{\Pi}} |\tilde{r}_0(\mathbf{k})| < \sqrt{2h} \right], \quad (18)$$

где  $\tilde{\Pi} = [\Lambda_1; \Lambda_2][T_1; T_2][\Theta_1; \Theta_2][-\pi; \pi]$  – область возможных значений времени прихода  $\lambda_0$ , длительности  $\tau_0$ , обобщенного угла  $\theta_0$  и начальной фазы  $\varphi_0$  радиосигнала.

Поле  $\tilde{r}_0(\mathbf{k})$  (16) неоднородно по параметру  $\tau$ . Это не позволяет воспользоваться результатами [5, 6] для расчета вероятности  $P_N(h)$  (18). Аналогично [7] разобьем априорную область возможных значений  $\tilde{\Pi}$  на  $IJKN$  подобластей  $\tilde{\Pi}_{ijnk} = [\Lambda_{1i}; \Lambda_{2i}][T_{1j}; T_{2j}][\Theta_{1n}; \Theta_{2n}][\Psi_{1k}; \Psi_{2k}]$ ,  $i = 1, \dots, I$ ,  $j = 1, \dots, J$ ,  $n = 1, \dots, N$ ,  $k = 1, \dots, K$ , таких, что для любой точки  $(\tilde{\lambda}_i, \tilde{\tau}_j, \tilde{\theta}_n, \tilde{\varphi}_k) \in \tilde{\Pi}_{ijnk}$  выполняется условие

$$\delta = \max(\Delta\lambda_i/\tilde{\tau}_j, \Delta\tau_j/\tilde{\tau}_j, \Delta\theta_n, \Delta\varphi_k) \ll 1, \quad (19)$$

где  $\Delta\lambda_i = \Lambda_{2i} - \Lambda_{1i}$ ,  $\Delta\tau_j = T_{2j} - T_{1j}$ ,  $\Delta\theta_k = \Theta_{2k} - \Theta_{1k}$ ,  $\Delta\varphi_k = \Psi_{2k} - \Psi_{1k}$ .

Тогда в каждой подобласти  $\tilde{\Pi}_{ijnk}$  при  $\delta \rightarrow 0$  случайное поле  $\tilde{r}_0(\mathbf{k})$  (16) можно считать локально-однородным. Потребуем далее, чтобы значения поля  $\tilde{r}_0(\mathbf{k})$  в различных подобластях  $\tilde{\Pi}_{ijnk}$  были приближенно статистически независимы. Для этого достаточно, чтобы площадь каждой из  $IJKN$  подобластей  $\tilde{\Pi}_{ijnk}$  была значительно больше площади области, где корреляционная функция (17) существенно отлична от нуля. Это требование выполняется, если [6]

$$\begin{aligned} \zeta_{ijnk} &= \zeta(\tilde{\lambda}_i, \tilde{\tau}_j, \tilde{\theta}_n, \tilde{\varphi}_k) = \Delta\lambda_i \Delta\tau_j \Delta\theta_n \Delta\varphi_k d(\tilde{\lambda}_i, \tilde{\tau}_j, \tilde{\theta}_n, \tilde{\varphi}_k) \gg 1, \\ i &= 1, \dots, I, \quad j = 1, \dots, J, \quad n = 1, \dots, N, \quad k = 1, \dots, K, \end{aligned} \quad (20)$$

где  $d^2(\tilde{\lambda}_i, \tilde{\tau}_j, \tilde{\theta}_n, \tilde{\varphi}_k)$  – определитель матрицы вторых производных коэффициента корреляции (17):

$$d^2(\tilde{\lambda}_i, \tilde{\tau}_j, \tilde{\theta}_n, \tilde{\varphi}_k) = \begin{vmatrix} \frac{\partial^2 \tilde{B}_0(\mathbf{k}_1, \mathbf{k}_2)}{\partial \lambda_1 \partial \lambda_2} & \frac{\partial^2 \tilde{B}_0(\mathbf{k}_1, \mathbf{k}_2)}{\partial \tau_1 \partial \lambda_2} & \frac{\partial^2 \tilde{B}_0(\mathbf{k}_1, \mathbf{k}_2)}{\partial \theta_1 \partial \lambda_2} & \frac{\partial^2 \tilde{B}_0(\mathbf{k}_1, \mathbf{k}_2)}{\partial \varphi_1 \partial \lambda_2} \\ \frac{\partial^2 \tilde{B}_0(\mathbf{k}_1, \mathbf{k}_2)}{\partial \lambda_1 \partial \tau_2} & \frac{\partial^2 \tilde{B}_0(\mathbf{k}_1, \mathbf{k}_2)}{\partial \tau_1 \partial \tau_2} & \frac{\partial^2 \tilde{B}_0(\mathbf{k}_1, \mathbf{k}_2)}{\partial \theta_1 \partial \tau_2} & \frac{\partial^2 \tilde{B}_0(\mathbf{k}_1, \mathbf{k}_2)}{\partial \varphi_1 \partial \tau_2} \\ \frac{\partial^2 \tilde{B}_0(\mathbf{k}_1, \mathbf{k}_2)}{\partial \lambda_1 \partial \theta_2} & \frac{\partial^2 \tilde{B}_0(\mathbf{k}_1, \mathbf{k}_2)}{\partial \tau_1 \partial \theta_2} & \frac{\partial^2 \tilde{B}_0(\mathbf{k}_1, \mathbf{k}_2)}{\partial \theta_1 \partial \theta_2} & \frac{\partial^2 \tilde{B}_0(\mathbf{k}_1, \mathbf{k}_2)}{\partial \varphi_1 \partial \theta_2} \\ \frac{\partial^2 \tilde{B}_0(\mathbf{k}_1, \mathbf{k}_2)}{\partial \lambda_1 \partial \varphi_2} & \frac{\partial^2 \tilde{B}_0(\mathbf{k}_1, \mathbf{k}_2)}{\partial \tau_1 \partial \varphi_2} & \frac{\partial^2 \tilde{B}_0(\mathbf{k}_1, \mathbf{k}_2)}{\partial \theta_1 \partial \varphi_2} & \frac{\partial^2 \tilde{B}_0(\mathbf{k}_1, \mathbf{k}_2)}{\partial \varphi_1 \partial \varphi_2} \end{vmatrix} \begin{matrix} \lambda_1 = \lambda_2 = \tilde{\lambda}_i, & \tau_1 = \tau_2 = \tilde{\tau}_j, \\ \theta_1 = \theta_2 = \tilde{\theta}_n, & \varphi_1 = \varphi_2 = \tilde{\varphi}_k. \end{matrix}$$

Тогда при выполнении (19) и (20) вероятность  $P_N(h)$  (18) можно записать в виде

$$P_N(h) = \prod_{i=1}^I \prod_{j=1}^J \prod_{n=1}^N \prod_{k=1}^K P_{Nijk}(h), \quad P_{Nijk}(h) = P \left[ \sup_{\mathbf{k} \in \tilde{\Pi}_{ijk}} |\tilde{r}_0(\mathbf{k})| < \sqrt{2h} \right]. \quad (21)$$

Известно [8], что при выполнении (19), (20) значения  $r_{ijk}^+ = \sup_{\mathbf{k} \in \tilde{\Pi}_{ijk}} \tilde{r}_0(\mathbf{k})$  и  $r_{ijk}^- = \inf_{\mathbf{k} \in \tilde{\Pi}_{ijk}} \tilde{r}_0(\mathbf{k})$  – абсолютных максимума и минимума случайного поля  $\tilde{r}_0(\mathbf{k})$  (16) в каждой подобласти  $\tilde{\Pi}_{ijk}$  – приближенно статистически независимы. Следовательно, при больших  $h$  с учетом (19), (20) для вероятностей  $P_{Nijk}(h)$  (21) имеем

$$P_{Nijk}(h) \approx P \left[ \max(r_{ijk}^+, -r_{ijk}^-) < \sqrt{2h} \right] = P_{ijk}^+(h) P_{ijk}^-(h), \quad (22)$$

где  $i = 1, \dots, I$ ,  $j = 1, \dots, J$ ,  $n = 1, \dots, N$ ,  $k = 1, \dots, K$ ,  $P_{ijk}^+(h) = P \left[ r_{ijk}^+ < \sqrt{2h} \right]$ ,  $P_{ijk}^-(h) = P \left[ r_{ijk}^- > -\sqrt{2h} \right]$ .

Так как в каждой подобласти  $\tilde{\Pi}_{ijk}$  поле  $\tilde{r}_0(\mathbf{k})$  является центрированным локально-однородным гауссовским случайным полем, то  $P_{ijk}^+(h) = P_{ijk}^-(h) = F_{0ijk}(\sqrt{2h})$ , где  $F_{0ijk}(h) = P \left[ \sup_{\mathbf{k} \in \tilde{\Pi}_{ijk}} \tilde{r}_0(\mathbf{k}) < h \right]$  – функции распределения величины абсолютного максимума случайного поля  $\tilde{r}_0(\mathbf{k})$  в подобластях  $\tilde{\Pi}_{ijk}$ . Согласно [6] для функций  $F_{0ijk}(h)$   $i = 1, \dots, I$ ,  $j = 1, \dots, J$ ,  $n = 1, \dots, N$ ,  $k = 1, \dots, K$  справедливы аппроксимации

$$F_{0ijk}(h) = P_{ijk}^+ \left( \frac{h^2}{2} \right) = P_{ijk}^- \left( \frac{h^2}{2} \right) = \begin{cases} \exp \left[ -\zeta_{ijk} h^3 \exp(-h^2/2) / (2\pi)^{5/2} \right], & h \geq \sqrt{3}, \\ 0, & h < \sqrt{3}. \end{cases} \quad (23)$$

Точность приближенных формул (23) увеличивается с ростом  $h$  и  $\zeta_{ijk}$  (20).

Подставляя (20) и (23) в (22), а затем в (21), находим

$$P_N(h) \approx \begin{cases} \exp \left[ -\frac{h^{3/2}}{\pi^{5/2}} \exp(-h) \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \sum_{n=1}^N \sum_{k=1}^K d(\tilde{\lambda}_i, \tilde{\tau}_j, \tilde{\theta}_n, \tilde{\varphi}_k) \Delta \lambda_i \Delta \tau_j \Delta \theta_n \Delta \varphi_k \right], & h \geq 3/2, \\ 0, & h < 3/2. \end{cases} \quad (24)$$

При выполнении (19), (20) величина  $d(\tilde{\lambda}_i, \tilde{\tau}_j, \tilde{\theta}_n, \tilde{\varphi}_k)$  мало изменяется в пределах подобластей  $\tilde{\Pi}_{ijk}$ , а вероятность  $P_N(h)$  (24) не зависит от способа разбиения априорной области  $\tilde{\Pi}$  на подобласти  $\tilde{\Pi}_{ijk}$ . Это позволяет в (24) заменить суммы соответствующими интегралами.

Таким образом, при выполнении (19), (20) соотношение (24) можно переписать в виде

$$P_N(h) \approx \begin{cases} \exp \left[ -\zeta h^{3/2} \exp(-h) / \pi^{5/2} \right], & h \geq 3/2, \\ 0, & h < 3/2, \end{cases} \quad \zeta = \int_{\Lambda_1}^{\Lambda_2} \int_{T_1}^{T_2} \int_{\Theta_1}^{\Theta_2} \int_{-\pi}^{\pi} d(\lambda, \tau, \theta, \varphi) d\lambda d\tau d\theta d\varphi. \quad (25)$$

Подставляя (25) в (18), для вероятности ложной тревоги окончательно получаем

$$\alpha \approx \begin{cases} 1 - \exp \left[ -\zeta h^{3/2} \exp(-h) / \pi^{5/2} \right], & h \geq \sqrt{3}, \\ 1, & h < \sqrt{3}. \end{cases} \quad (26)$$

Точность формулы (26) увеличивается с ростом  $\zeta$  и  $h$ .

Пусть теперь справедлива гипотеза  $H_1$  о наличии радиосигнала  $s(t, x)$  (3) в наблюдаемых данных  $\xi(t, x)$ . Тогда вероятность пропуска при фиксированных истинных значениях  $\lambda_0, \tau_0, \vartheta_0$  и  $\vartheta = \arcsin \theta$  времени прихода, длительности, угла прихода и начальной фазы радиосигнала определяется выражением

$$\beta = P \left[ \sup_{\boldsymbol{\eta} \in \Pi} L(\boldsymbol{\eta}) < h \mid H_1 \right] \approx P \left[ \sup_{\boldsymbol{\eta} \in \Pi} r_1^2(\boldsymbol{\eta})/2 < h \right],$$

где  $r_1(\boldsymbol{\eta})$  – функционал  $r(\boldsymbol{\eta})$  (11) при наличии сигнала.

Представим функционал  $r_1(\boldsymbol{\eta})$  в виде

$$r_1(\boldsymbol{\eta}) = z_0 S(\boldsymbol{\eta}) + r_0(\boldsymbol{\eta}). \quad (27)$$

Здесь  $z_0$  – отношение сигнал/шум (ОСШ) [3]:

$$z_0^2 = a_0^2 \tau_0 L / N_0 \approx 2a_0^2 E_0(\lambda_0, \tau_0, \vartheta_0, \varphi_0) / N_0; \quad (29)$$

$S$  – нормированная регулярная составляющая:

$$S(\boldsymbol{\eta}) = \langle r_1(\boldsymbol{\eta}) \rangle / z_0 = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-L/2}^{L/2} s(t, x) f[(t - \lambda)/\tau] \cos[\omega_0 t - (2\pi x/l_0) \sin \vartheta - \varphi] dt dx / z_0 \sqrt{\tau L N_0 / 2}; \quad (28)$$

$r_0(\boldsymbol{\eta})$  – флуктуационная составляющая функционала  $r_1(\boldsymbol{\eta})$ , определенная в (13).

Подставляя (3) в (28) и аналогично (14) пренебрегая в полученном выражении слагаемыми с удвоенной частотой, получаем

$$S(\boldsymbol{\eta}) \approx \left\{ \int_{-\infty}^{\infty} f\left(\frac{t - \lambda_0}{\tau_0}\right) f\left(\frac{t - \lambda}{\tau}\right) dt \right\} \frac{\sin\{\pi L[\sin \vartheta - \sin \vartheta_0]/l_0\} \cos(\varphi - \varphi_0)}{\pi L[\sin \vartheta - \sin \vartheta_0]/l_0 \sqrt{\tau_0 \tau}} = B_0(\boldsymbol{\eta}, \boldsymbol{\eta}_0), \quad (30)$$

где коэффициент корреляции  $B_0(\boldsymbol{\eta}, \boldsymbol{\eta}_0)$  поля  $r_0(\boldsymbol{\eta})$  определен в (14).

Аналогично (13) произведем в (27), (30) замену переменных  $\vartheta = \arcsin \theta$ ,  $\vartheta_0 = \arcsin \theta_0$ :

$$\begin{aligned} \tilde{r}_1(\mathbf{k}) &= \tilde{r}_1(\lambda, \tau, \theta, \varphi) = r_1(\lambda, \tau, \arcsin \theta, \varphi) = z_0 \tilde{S}(\mathbf{k}) + \tilde{r}_0(\mathbf{k}), \\ \tilde{S}(\mathbf{k}) &= \tilde{S}(\lambda, \tau, \theta, \varphi) = S(\lambda, \tau, \arcsin \theta, \varphi) = \tilde{B}_0(\mathbf{k}, \mathbf{k}_0), \end{aligned} \quad (31)$$

где  $\mathbf{k} = \|\lambda, \tau, \theta, \varphi\|$ ;  $\tilde{B}_0(\mathbf{k}, \mathbf{k}_0)$  – коэффициент корреляции поля  $\tilde{r}_0(\mathbf{k})$ , определенный в (17).

Разобьем область возможных значений  $\tilde{\Pi} = [\Lambda_1; \Lambda_2][T_1; T_2][\Theta_1; \Theta_2][-\pi; \pi]$  времени прихода  $\lambda_0$ , длительности  $\tau_0$ , обобщенного угла  $\theta_0$  и начальной фазы  $\varphi_0$  радиосигнала на  $IJKN$  подобластей аналогично тому, как это было сделано при расчете вероятности ложной тревоги. Пусть  $\tilde{\Pi}_S$  – одна из подобластей  $\tilde{\Pi}_{ijnk}$ , в которой регулярная составляющая  $\tilde{S}(\mathbf{k})$  существенно отлична от нуля [5], а  $\tilde{\Pi}_N = \tilde{\Pi} \setminus \tilde{\Pi}_S$  – ее дополнение до области  $\tilde{\Pi}$ . Обозначим  $H_S = \sup_{\mathbf{k} \in \tilde{\Pi}_S} \tilde{r}_1^2(\mathbf{k})/2$ ,  $H_N = \sup_{\mathbf{k} \in \tilde{\Pi}_N} \tilde{r}_1^2(\mathbf{k})/2$  – абсолютные максимумы случайного поля  $\tilde{l}(\mathbf{k}) = l(\lambda, \tau, \arcsin \theta, \varphi) = \tilde{r}_1^2(\mathbf{k})/2$  в подобластях  $\tilde{\Pi}_S$  и  $\tilde{\Pi}_N$  соответственно. Согласно (17), (31) при выполнении (19), (20) площадь подобласти  $\tilde{\Pi}_N$  существенно превосходит площадь подобласти  $\tilde{\Pi}_S$  и  $\tilde{S}(\mathbf{k}) \approx \tilde{B}_0(\mathbf{k}, \mathbf{k}_0) \approx 0$  для всех  $\mathbf{k} \notin \tilde{\Pi}_S$ , так что  $H_N \approx \sup_{\mathbf{k} \in \tilde{\Pi}_N} \tilde{r}_0^2(\mathbf{k})/2 \approx \sup_{\mathbf{k} \in \tilde{\Pi}} \tilde{r}_0^2(\mathbf{k})/2$ , а величины  $H_S$  и  $H_N$  можно приближенно считать статистически независимыми. Очевидно, что вероятности неперевышения заданного порога абсолютными максимумами случайных полей  $l(\boldsymbol{\eta})$  и  $\tilde{l}(\mathbf{k})$  совпадают. Тогда для вероятности пропуска сигнала имеем

$$\beta = P\left[\sup_{\mathbf{k} \in \tilde{\Pi}_S} \tilde{l}(\mathbf{k}) < h \mid H_1\right] \approx P(H_S < h)P(H_N < h) \approx (1 - \alpha)P_S(h), \quad (32)$$

где  $P_S(h) = P(H_S < h)$ ;  $\alpha$  – вероятность ложной тревоги (12), (26).

Будем считать, что отношение сигнал/шум (29) достаточно велико. Тогда в подобласти  $\tilde{\Pi}_S$  координаты  $\hat{\mathbf{k}}$  положения абсолютного максимума функционала  $\tilde{l}(\mathbf{k})$  (8) лежат в малой окрестности точки  $\mathbf{k}_0$ . Кроме того, известно [3, 5], что  $\mathbf{k} \rightarrow \mathbf{k}_0$  в среднеквадратическом при  $z_0 \rightarrow \infty$ , так что можно приближенно положить  $\sup_{\mathbf{k} \in \tilde{\Pi}_S} \tilde{l}(\mathbf{k}) = \sup_{\mathbf{k} \in \tilde{\Pi}_S} \tilde{\kappa}_1^2(\mathbf{k})/2 \approx \tilde{\kappa}_1^2(\mathbf{k}_0)/2 = \tilde{l}(\mathbf{k}_0)$ . Так как  $\tilde{\kappa}_1(\mathbf{k}_0)$  – гауссовская случайная величина с математическим ожиданием  $z_0$  и единичной дисперсией, то для функции распределения случайной величины  $\tilde{l}(\mathbf{k}_0)$  имеем

$$P_S(h) \approx P[\tilde{l}(\mathbf{k}_0) < h] = P[|\tilde{\kappa}_1(\mathbf{k}_0)| < \sqrt{2h}] = \Phi(z_0 + \sqrt{2h}) - \Phi(z_0 - \sqrt{2h}). \quad (33)$$

Здесь  $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x \exp(-t^2/2) dt$  – интеграл вероятности.

Подставляя (33) в (32) для вероятности пропуска сигнала  $\beta$  окончательно получаем

$$\beta \approx (1 - \alpha) [\Phi(z_0 + \sqrt{2h}) - \Phi(z_0 - \sqrt{2h})]. \quad (34)$$

Точность выражения (34) возрастает с увеличением  $\zeta$  (25),  $z_0$  и  $h$ .

В качестве примера рассмотрим характеристики обнаружения радиоимпульса с огибающей колокольной формы  $s(t, x) = a_0 \exp\left\{-\left[\sqrt{\pi/2}(t - \lambda_0)/\tau_0\right]^2\right\} \cos\left[\omega_0 t - (2\pi x/l_0) \times \sin \vartheta_0 - \varphi_0\right]$ , когда в (3)  $f(x) = \exp(-\pi x^2/2)$ . Пусть истинные значения времени прихода  $\lambda_0$ , длительности  $\tau_0$ , угла  $\vartheta_0$  и начальной фазы  $\varphi_0$  лежат в середине соответствующих априорных интервалов, т.е.  $\lambda_0 = (\Lambda_1 + \Lambda_2)/2$ ,  $\tau_0 = (T_1 + T_2)/2$ ,  $\vartheta_0 = 0$ ,  $\varphi_0 = 0$ . Исходя из явного выражения для функции  $f(x)$ , согласно (26) и (34) находим выражения для вероятностей ложной тревоги и пропуска радиосигнала:

$$\alpha \approx \begin{cases} 1 - \exp\left[-m_\lambda m_\vartheta (1 - \gamma) h^{3/2} \exp(-h)/\pi\right], & h \geq 3/2; \\ 1, & h < 3/2, \end{cases} \quad (35)$$

$$\beta \approx (1 - \alpha) [\Phi(z_0 + \sqrt{2h}) - \Phi(z_0 - \sqrt{2h})].$$

Здесь  $z_0^2 = 2a_0^2 \tau_0 / N_0$  – отношение сигнал/шум;  $\gamma = T_1 / T_2$ ;  $m_\vartheta = L\pi(\sin \vartheta_2 - \sin \vartheta_1) / (l_0 \sqrt{3})$  и  $m_\lambda = (\Lambda_2 - \Lambda_1) / T_1$  – число элементов разрешения, укладываемых в априорных интервалах возможных значений угла  $\vartheta_0$  и времени прихода  $\lambda_0$  сигнала (3) с минимально возможной длительностью.

Если угол прихода  $\vartheta_0$  сигнала (3) априори известен, то, воспользовавшись методикой вычисления характеристик обнаружения сигнала с априори неизвестными временем прихода, длительностью, амплитудой и начальной фазой, приведенной в [7, 9], для вероятностей ложной тревоги и пропуска сигнала получаем

$$\alpha_0 \approx \begin{cases} 1 - \exp\left[-m_\lambda (1 - \gamma) h \exp(-h) / \sqrt{\pi}\right], & h \geq 1, \\ 1, & h < 1, \end{cases} \quad (36)$$

$$\beta_0 \approx (1 - \alpha_0) [\Phi(z_0 + \sqrt{2h}) - \Phi(z_0 - \sqrt{2h})].$$

На рис. 2 и 3 представлены теоретические зависимости вероятностей ложной тревоги  $\alpha_0$  и  $\alpha$  от порога  $h$  (рис. 2) и пропуска сигнала  $\beta_0$  и  $\beta$  от отношения сигнал/шум  $z_0$  (рис. 3) при  $\alpha = \alpha_0 = 10^{-2}$ , рассчитанные по формулам (35), (36). Кривые 1–3 на рис. 2 и 3 соответствуют характеристикам алгоритма обнаружения, если угол прихода  $\vartheta_0$  сигнала (3) априори известен (формулы (36)), а кривые 4–7 – если угол прихода неизвестен (формулы (35)). На рис. 2 кривая 1 соответствует  $m_\lambda = 10^3$ ,  $\gamma = 10^{-1}$ ; кривая 2 –  $m_\lambda = 10^3$ ,  $\gamma = 10^{-2}$ ; кривая 3 –  $m_\lambda = 10^4$ ,  $\gamma = 10^{-1}$ ; кривая 4 –  $m_\lambda = 10^3$ ,  $m_g = 10$ ,  $\gamma = 10^{-1}$ ; кривая 5 –  $m_\lambda = 10^3$ ,  $m_g = 10$ ,  $\gamma = 10^{-2}$ ; кривая 6 –  $m_\lambda = 10^4$ ,  $m_g = 10$ ,  $\gamma = 10^{-1}$ ; кривая 7 –  $m_\lambda = 10^4$ ,  $m_g = 10^2$ ,  $\gamma = 10^{-1}$ . На рис. 3 кривая 1 соответствует  $m_\lambda = 10^3$ ,  $\gamma = 10^{-1}$ ; кривая 2 –  $m_\lambda = 10^3$ ,  $\gamma = 10^{-2}$ ; кривая 3 –  $m_\lambda = 10^4$ ,  $\gamma = 10^{-1}$ ; кривая 4 –  $m_\lambda = 10^3$ ,  $m_g = 100$ ,  $\gamma = 10^{-1}$ ; кривая 5 –  $m_\lambda = 10^3$ ,  $m_g = 100$ ,  $\gamma = 10^{-2}$ ; кривая 6 –  $m_\lambda = 10^4$ ,  $m_g = 100$ ,  $\gamma = 10^{-1}$ ; кривая 7 –  $m_\lambda = 10^4$ ,  $m_g = 100$ ,  $\gamma = 10^{-1}$ . Из графиков следует, что с ростом априорной неопределенности относительно неизвестных пространственно-временных параметров характеристики приемного устройства могут существенно ухудшаться, причем незнание времени и угла прихода радиосигнала оказывает большее влияние на ошибки обнаружения, чем незнание его длительности. Так, незнание угла прихода  $\vartheta_0$  приводит при  $m_\lambda = 10^3$ ,  $m_g = 10$ ,  $\gamma = 10^{-2}$  и  $h > 16$  к увеличению вероятности ложной тревоги более чем на два порядка, а вероятность пропуска сигнала при  $m_\lambda = 10^3$ ,  $m_g = 10$ ,  $\gamma = 10^{-2}$ ,  $\alpha = 10^{-2}$  и  $z > 9$  возрастает более чем на порядок.

- Предложенный алгоритм обнаружения радиосигнала произвольной формы с неизвестными длительностью, амплитудой, начальной фазой, временем и углом прихода позволяет определять вероятности ошибок 1-го и 2-го рода. Так, незнание угла прихода  $\vartheta_0$  приводит к увеличению вероятности ложной тревоги более чем на два порядка, а вероятность пропуска сигнала возрастает более чем на порядок.

Работа выполнена при поддержке Минобрнауки России в рамках государственного задания вузам в сфере научной деятельности на 2014 – 2016 г. (проект 978).

## Литература

1. Ахманов С.А., Дьяков Ю.Э., Чиркин А.С. Введение в статистическую радиофизику и оптику. М.: Наука. 1981. 640 с.
2. Бакут П.А., Большаков И.А., Герасимов Б.М. и др. Вопросы статистической теории радиолокации / Под ред. Г.П. Тартаковского. М.: Сов. радио. 1963. Т. 1. 426 с.
3. Куликов Е.И., Трифонов А.П. Оценка параметров сигналов на фоне помех. М.: Сов. радио. 1978. 296 с.

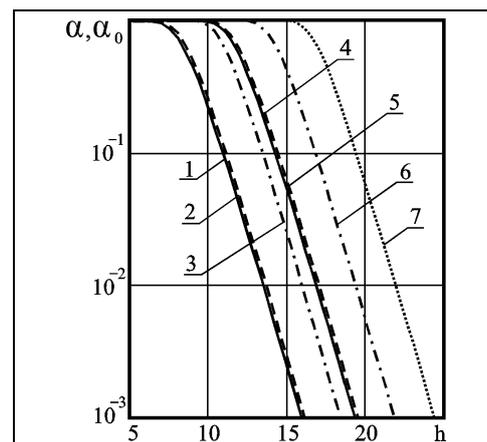


Рис. 2. Графики теоретических зависимостей вероятности ложной тревоги  $\alpha_0$  (кривые 1–3) и  $\alpha$  (кривые 4–7) от порога  $h$

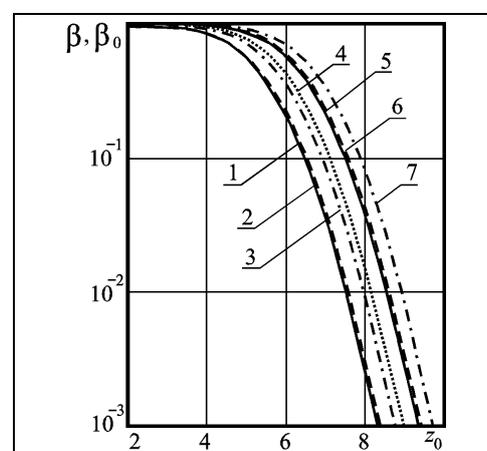


Рис. 3. Графики теоретических зависимостей вероятности пропуска сигнала  $\beta_0$  (кривые 1–3) и  $\beta$  (кривые 4–7) от от отношения сигнал/шум  $z_0$  при  $\alpha = \alpha_0 = 10^{-2}$

4. Кремер И.Я., Кремер А.И., Петров В.М. Пространственно-временная обработка сигналов / Под ред. И.Я. Кремера. М.: Радио и связь. 1984. 224 с.
5. Трифонов А.П., Шинаков Ю.С. Совместное различение сигналов и оценка их параметров на фоне помех. М.: Радио и связь. 1986. 264 с.
6. Акимов П.С., Бакут П.А., Богданович В.А. и др. Теория обнаружения сигналов / Под ред. П.А. Бакута. М.: Радио и связь. 1984. 440 с.
7. Трифонов А.П., Шарпов С.И. Оценка местоположения точечной цели в зоне Френеля приемной антенны // Радиотехника и электроника. 1984. Т. 29. № 2. С. 242–249.
8. Питербарг В.И. Асимптотические методы в теории гауссовских процессов и полей. М.: Изд-во МГУ. 1988. 176 с.
9. Трифонов А.П., Литвинов Е.В. Эффективность обнаружения радиосигнала с неизвестными параметрами // Радиотехника. 2016. № 2. С. 57–65.

Поступила 7 июня 2016 г.

## Detection of narrowband radio-signal with unknown space-time parameters

© Authors, 2016

© Radiotekhnika, 2016

**A.P. Trifonov** – Dr. Sc. (Eng.), Honored Scientist of RF, Professor, Head of Department of Radiophysics, Voronezh State University

E-mail: trifonov@phys.vsu.ru

**E.V. Litvinov** – Ph. D. (Phys.-Math.), Assistant, Department of Radiophysics, Voronezh State University

E-mail: elitvinov@list.ru

**Yu.E. Korchagin** – Dr. Sc. (Phys.-Math.), Associate Professor, Department of Radiophysics, Voronezh State University

E-mail: korchagin@phys.vsu.ru

We performed the synthesis and analysis of the radio signal detection algorithm with unknown spatio-temporal parameters: duration, amplitude, initial phase, time, and arrival angle. Synthesized maximum likelihood detection algorithm.

We performed the analysis of the detection algorithm. We found asymptotically exact expression for the probability of errors: false alarm and missing signal. The analysis required to find the distribution of the absolute (highest) peak crucial statistics, which is a non-uniform random hearth. We shared a priori the range of possible values of the unknown parameters in the subregion, in which the crucial statistics can be considered locally homogeneous random field and poluchili approximate expression error probability.

As an example the detection of a radio pulse with a Gaussian envelope shape. The effect on the efficiency of detection of a priori ignorance of the signal parameters.

### References

1. Ахманов С.А., Д'яков Ю.Е., Чиркин А.С. Введение в статистическую радиофизику и оптику. М.: Наука. 1981. 640 с.
2. Бакут П.А., Бол'шakov И.А., Герасимов В.М. и др. Вопросы статистической теории радиолокации / Под ред. Г.П. Тартаковского. М.: Сов. радио. 1963. Т. 1. 426 с.
3. Куликов Е.И., Трифонов А.П. Оценка параметров сигналов на фоне помех. М.: Сов. Радио. 1978. 296 с.
4. Кремер И.Я., Кремер А.И., Петров В.М. Пространственно-временная обработка сигналов / Под ред. И.Я. Кремера. М.: Радио и связь. 1984. 224 с.
5. Трифонов А.П., Шинаков Ю.С. Совместное различение сигналов и оценка их параметров на фоне помех. М.: Радио и связь. 1986. 264 с.
6. Акимов П.С., Бакут П.А., Богданович В.А. и др. Теория обнаружения сигналов / Под ред. П.А. Бакута. М.: Радио и связь. 1984. 440 с.
7. Трифонов А.П., Шарпов С.И. Оценка местоположения точечной цели в зоне Френеля приемной антенны // Радиотехника и электроника. 1984. Т. 29. № 2. С. 242–249.
8. Питербарг В.И. Асимптотические методы в теории гауссовских процессов и полей. М.: Изд-во МГУ. 1988. 176 с.
9. Трифонов А.П., Литвинов Е.В. Эффективность обнаружения радиосигнала с неизвестными параметрами // Радиотехника. 2016. № 2. С. 57–65.