

УДК 621.391

Квазиправдоподобное обнаружение сверхширокополосного квазирадиосигнала произвольной формы с неизвестной длительностью

© 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

Ю.Э. Корчагин – д.ф.-м.н., доцент, кафедра радиофизики, Воронежский государственный университет
E-mail: korchagin@phys.vsu.ru

К.Д. Титов – аспирант, кафедра радиофизики, Воронежский государственный университет
E-mail: titovkd@gmail.com

Рассмотрен квазиправдоподобный алгоритм обнаружения сверхширокополосного квазирадиосигнала произвольной формы с неизвестными амплитудой, начальной фазой и длительностью, наблюдаемого на фоне гауссовского белого шума. Найдена структура и статистические характеристики алгоритма обнаружения. Исследовано влияние на эффективность обнаружения априорного незнания длительности сигнала.

Ключевые слова: квазиправдоподобный обнаружитель, сверхширокополосный квазирадиосигнал, длительность, амплитуда, начальная фаза, вероятность ложной тревоги, вероятность пропуска сигнала.

The quasi-likelihood algorithm detection of an ultra-wideband quasi-radiosignal of a random shape with unknown amplitude, initial phase and duration against Gaussian white noise has been considered. The structure and statistical characteristics of the synthesized detection algorithm have been found. The influence of the prior signal duration ignorance on detection efficiency has been investigated.

Keywords: quasi-likelihood detector, ultra-wideband quasi-radiosignal, duration, amplitude, initial phase, the probability of false alarm, ve-probability skip signal.

В практических приложениях радио- и гидролокации, навигации, сейсмологии, радиоастрономических наблюдениях и др. актуальна задача обнаружения радиосигнала, которая неоднократно рассматривалась в литературе [1–3]. При этом предполагалось, что радиосигнал является узкополосным [1]. В работе [4] рассмотрен алгоритм обнаружения радиосигнала с неизвестными амплитудой и начальной фазой, который не удовлетворяет условию относительной узкополосности и назван сверхширокополосным квазирадиосигналом (СШП КРС). Однако помимо амплитуды и начальной фазы часто оказывается неизвестной длительность сигнала. Кроме того, выбор модулирующей функции может оказать существенное влияние на эффективность обнаружения. Поэтому целесообразно исследовать алгоритмы обнаружения СШП КРС с неизвестной длительностью и произвольной формой модулирующей функции.

Ц е л ь р а б о т ы – рассмотреть квазиправдоподобный (КП) алгоритм обнаружения СШП КРС произвольной формы с неизвестными амплитудой, начальной фазой и длительностью.

СШП КРС произвольной формы запишем в виде

$$s(t, a, \varphi, \tau) = \begin{cases} a f(t) \cos(\omega t - \varphi), & 0 \leq t \leq \tau, \\ 0, & t < 0, t > \tau, \end{cases} \quad (1)$$

где a , φ , ω , τ – амплитуда, начальная фаза, частота и длительность СШП КРС соответственно; $f(t)$ – модулирующая функция, описывающая форму сигнала [4].

Если полоса частот $\Delta\omega$ и частота ω сигнала (1) удовлетворяют условию

$$\Delta\omega \ll \omega, \quad (2)$$

то сигнал (1) является узкополосным радиосигналом, а $f(t)$ является его огибающей [1, 2]. Если условие (2) не выполняется, то формула (1) описывает СШП КРС. Величины a , φ , ω , τ являются параметрами гармонического колебания, используемого для его формирования. Тем не менее аналогично [4] для краткости далее будем называть a , φ , ω , τ соответственно амплитудой, начальной фазой, частотой и длительностью СШП КРС (1).

Рассмотрим задачу обнаружения сигнала (1) с неизвестными амплитудой a , начальной фазой φ и длительностью τ на фоне белого гауссовского шума $n(t)$ с односторонней спектральной плотностью N_0 . Наблюдаемую в течение интервала времени $t \in [0, T]$ аддитивную смесь сигнала (1) и шума $n(t)$ запишем в виде

$$\xi(t) = \gamma_0 s(t, a_0, \varphi_0, \tau_0) + n(t), \quad (3)$$

где a_0, φ_0, τ_0 – истинные значения неизвестных параметров; γ_0 – дискретный параметр, принимающий значение $\gamma_0 = 0$ при отсутствии сигнала и $\gamma_0 = 1$ – при наличии сигнала.

Будем считать, что длительность сигнала может принимать значения из априорного интервала $\tau \in [T_1, T_2]$. Располагая принятой реализацией (3) приемное устройство должно выносить решение о наличии или отсутствии сигнала. Тогда задача обнаружения сводится к оценке параметра состояния γ_0 на основе наблюдаемых данных (3).

Для синтеза алгоритма обнаружения сигнала (оценки параметра γ_0) воспользуемся методом максимального правдоподобия [1, 2]. При неизвестных параметрах сигнала имеет место априорная параметрическая неопределенность относительно амплитуды, начальной фазы и длительности. В этом случае логарифм функционала отношения правдоподобия (ФОР) зависит от четырех неизвестных параметров [2]

$$L(\gamma, a, \varphi, \tau) = \frac{2\gamma}{N_0} \int_0^\tau \xi(t) s(t, a, \varphi) dt - \frac{\gamma}{N_0} \int_0^\tau s^2(t, a, \varphi) dt. \quad (4)$$

Ряд алгоритмов обнаружения может быть получен при подстановке в выражение (4) вместо неизвестных a, φ , и τ некоторых их значений. Эти значения могут быть фиксированными, а могут определяться по реализации наблюдаемых данных. Вместо неизвестной длительности в выражении (4) будем использовать некоторое ожидаемое ее значение τ^* из области возможных значений $[T_1, T_2]$. Тогда оценка $\hat{\gamma}$ параметра γ_0 , определяемая как значение γ , при котором логарифм ФОР достигает абсолютного (наибольшего) максимума, является квазиравдоподобной. КП алгоритм обнаружения сигнала (оценки параметра γ_0) можно аналогично [3, 4] представить в виде

$$\hat{\gamma} = \begin{cases} 1, & L > h, \\ 0, & L < h. \end{cases} \quad (5)$$

Здесь

$$L = \sup_{a, \varphi} L(a, \varphi) = L(\hat{a}, \hat{\varphi}), \quad (6)$$

где $L(a, \varphi) = L(\gamma = 1, a, \varphi, \tau = \tau^*)$; $(\hat{a}, \hat{\varphi}) = \operatorname{argsup} L(a, \varphi)$ – КП оценки неизвестных амплитуды и начальной фазы сигнала (1).

Порог h в формуле (5) выбирается в соответствии с заданным критерием оптимальности [1, 2]. Подставив в выражение (4) явный вид СШП КРС (1), перепишем логарифм ФОР в виде

$$L(a, \varphi) = a [X \cos \varphi + Y \sin \varphi] - \frac{a^2}{2} [Q + P_c \cos(2\varphi) + P_s \sin(2\varphi)], \quad (7)$$

где

$$\begin{aligned} X &= \frac{2}{N_0} \int_0^{\tau^*} \xi(t) f(t) \cos(\omega t) dt, & Y &= \frac{2}{N_0} \int_0^{\tau^*} \xi(t) f(t) \sin(\omega t) dt, & Q &= \frac{1}{N_0} \int_0^{\tau^*} f^2(t) dt, \\ P_c &= \frac{1}{N_0} \int_0^{\tau^*} f^2(t) \cos(2\omega t) dt, & P_s &= \frac{1}{N_0} \int_0^{\tau^*} f^2(t) \sin(2\omega t) dt. \end{aligned} \quad (8)$$

Для получения решающей статистики (6) выполним аналитически максимизацию логарифма ФОР (7) по переменным a и φ . Составив и решив систему уравнений правдоподобия

$$\left. \frac{\partial L(a, \varphi)}{\partial a} \right|_{\bar{a}, \bar{\varphi}} = 0, \quad \left. \frac{\partial L(a, \varphi)}{\partial \varphi} \right|_{\bar{a}, \bar{\varphi}} = 0$$

и далее, подставив полученные решения в (7), имеем

$$L = \max_{a, \varphi} L(a, \varphi) = \frac{X^2(Q - P_c) + Y^2(Q + P_c) - 2XY P_s}{2(Q^2 - P_c^2 - P_s^2)}. \quad (9)$$

Квазиправдоподобный обнаружитель СШП КРС (5), (9) можно реализовать на основе блок-схемы, приведенной на рис. 1, где интеграторы (И) работают на интервале времени $t \in [0, \tau^*]$.

Решение о наличии или отсутствии сигнала выносится на основе сравнения решающей статистики (9) L с порогом h .

Эффективность обнаружения характеризуется вероятностями ложной тревоги α и пропуска сигнала β [1, 2]. Найдем вероятности ошибок КП алгоритма обнаружения (5), (9). Введем в выражении (9) замену переменных: $J = -P_s X + (Q + P_c) Y$ и $Z = gX$, где

$g^2 = Q^2 - P_c^2 - P_s^2$. Тогда решающая статистика (9) принимает вид

$$L = \frac{Z^2 + J^2}{2g^2(Q + P_c)}. \quad (10)$$

Чтобы найти характеристики обнаружения (вероятности ложной тревоги и пропуска сигнала), необходимо знать плотность вероятности случайной величины L . Так как решающая статистика L (10) является функцией случайных величин (СВ) Z и J , то плотность вероятности L можно найти, зная совместную плотность вероятности СВ Z и J . СВ Z и J – гауссовские, так как они представляют собой линейные комбинации СВ X и Y , а последние являются линейными преобразованиями гауссовского белого шума $n(t)$. Следовательно СВ X и Y полностью описываются первыми двумя моментами:

$$m_X = \langle X \rangle, \quad m_Y = \langle Y \rangle, \quad \sigma_X^2 = \langle (X - m_X)^2 \rangle, \quad \sigma_Y^2 = \langle (Y - m_Y)^2 \rangle, \quad R = \frac{\langle (X - m_X)(Y - m_Y) \rangle}{\sigma_X \sigma_Y}.$$

Подставив принятую реализацию (3) в выражения (8), представим СВ X и Y в виде сумм детерминированных и случайных составляющих:

$$X = \gamma_0 S_c + N_c, \quad Y = \gamma_0 S_s + N_s,$$

где

$$S_c = \frac{2a_0}{N_0} \int_0^{\min(\tau_0, \tau^*)} f^2(t) \cos(\omega t - \varphi_0) \cos(\omega t) dt = a_0 [(Q_{\min} + R_c) \cos \varphi_0 + R_s \sin \varphi_0];$$

$$S_s = \frac{2a_0}{N_0} \int_0^{\min(\tau_0, \tau^*)} f^2(t) \cos(\omega t - \varphi_0) \sin(\omega t) dt = a_0 [(Q_{\min} - R_c) \sin \varphi_0 + R_s \cos \varphi_0];$$

$$R_c = \frac{1}{N_0} \int_0^{\min(\tau^*, \tau_0)} f^2(t) \cos(2\omega t) dt; \quad R_s = \frac{1}{N_0} \int_0^{\min(\tau^*, \tau_0)} f^2(t) \sin(2\omega t) dt; \quad Q_{\min} = \frac{1}{N_0} \int_0^{\min(\tau^*, \tau_0)} f^2(t) dt;$$

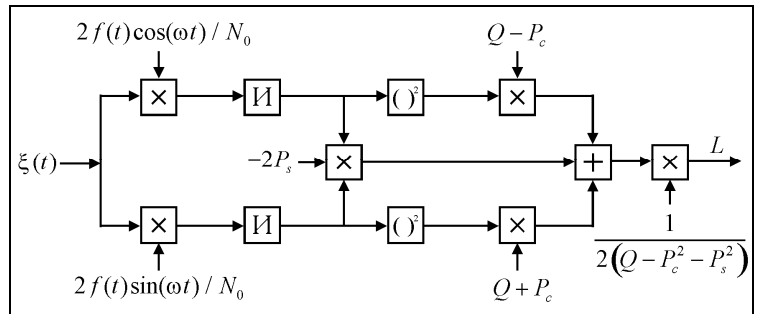


Рис. 1. Блок-схема квазиправдоподобного обнаружителя СШП КРС

$$N_c = \frac{2}{N_0} \int_0^{\tau^*} n(t) \cos(\omega_0 t) dt; \quad N_s = \frac{2}{N_0} \int_0^{\tau^*} n(t) \sin(\omega_0 t) dt.$$

Выполняя усреднение, находим математические ожидания $m_X = \langle X \rangle = \gamma_0 S_c$, $m_Y = \langle Y \rangle = \gamma_0 S_s$, дисперсии и коэффициент корреляции СВ X и Y :

$$\sigma_X^2 = \langle (X - m_X)^2 \rangle = \langle N_c^2 \rangle = Q + P_c, \quad \sigma_Y^2 = \langle (Y - m_Y)^2 \rangle = \langle N_s^2 \rangle = Q - P_c,$$

$$R = \frac{\langle (X - m_X)(Y - m_Y) \rangle}{\sigma_X \sigma_Y} = \frac{\langle N_c N_s \rangle}{\sigma_X \sigma_Y} = \frac{P_s}{\sqrt{Q^2 - P_c^2}},$$

а также первые два момента СВ Z и J :

$$m_Z = \langle Z \rangle = g m_X = \gamma_0 S_c g, \quad m_J = \langle J \rangle = -\gamma_0 P_s S_c + \gamma_0 (Q + P_c) S_s,$$

$$\sigma_Z^2 = \langle (Z - m_Z)^2 \rangle = g^2 (Q + P_c), \quad \sigma_J^2 = \langle (J - m_J)^2 \rangle = g^2 (Q + P_c).$$

Следует отметить, что СВ Z и J некоррелированы, то есть $R_{ZJ} = \langle (Z - m_Z)(J - m_J) \rangle / \sigma_Z \sigma_J = 0$.

С учетом найденных моментов совместная гауссовская плотность вероятности СВ Z и J определяется формулой

$$W_2(Z, J) = \frac{1}{2\pi\sigma_Z\sigma_J} \exp\left\{-\left[\frac{[Z - m_Z]^2}{2\sigma_Z^2} + \frac{[J - m_J]^2}{2\sigma_J^2}\right]\right\}. \quad (11)$$

Сделав в выражении (10) замену переменных $Z = \Psi_1[\Lambda, \theta] = \Lambda \cos \theta$, $J = \Psi_2[\Lambda, \theta] = \Lambda \sin \theta$, получим

$$L = \frac{\Lambda^2}{2g^2(Q + P_c)}. \quad (12)$$

Используя правила замены переменных в плотностях вероятностей [5, 6], выполним переход от совместной плотности вероятности СВ Z и J в (11) к совместной плотности вероятности СВ Λ и θ :

$$W_{\Lambda\theta}(\Lambda, \theta) = W_{ZJ}(Z = \Psi_1[\Lambda, \theta], J = \Psi_2[\Lambda, \theta])|D|, \quad (13)$$

где $|D|$ – якобиан преобразования:

$$|D| = \begin{vmatrix} \frac{\partial \Psi_1}{\partial \Lambda} & \frac{\partial \Psi_1}{\partial \theta} \\ \frac{\partial \Psi_2}{\partial \Lambda} & \frac{\partial \Psi_2}{\partial \theta} \end{vmatrix} = \Lambda,$$

причем $\Lambda \geq 0$, $\theta \in [-\pi, \pi]$.

Подставляя в выражение (13) $\Psi_1[\Lambda, \theta]$, $\Psi_2[\Lambda, \theta]$ находим совместную плотность вероятности СВ Λ и θ

$$W_{\Lambda\theta}(\Lambda, \theta) = \frac{\Lambda}{2\pi g^2(Q + P_c)} \exp\left\{-\frac{[\Lambda \cos \theta - m_Z]^2 + [\Lambda \sin \theta - m_J]^2}{2g^2(Q + P_c)}\right\}, \quad \Lambda \geq 0, \quad \theta \in [-\pi, \pi]. \quad (14)$$

Чтобы получить вероятность ложной тревоги, нужно найти $W(L|\gamma_0 = 0)$ – плотность вероятности решающей статистики L (12) при условии, что $\gamma_0 = 0$, то есть когда сигнал отсутствует. Для этого в формуле (14) положим $\gamma_0 = 0$ и проинтегрируем полученное выражение по θ . В результате находим плотность вероятности случайной величины Λ

$$W_\Lambda(\Lambda) = \int_{-\pi}^{\pi} W_{\Lambda\theta}(\Lambda, \theta) d\theta = \frac{\Lambda}{g^2(Q + P_c)} \exp\left\{-\frac{\Lambda^2}{2g^2(Q + P_c)}\right\}, \quad \Lambda \geq 0.$$

Затем переходим от плотности вероятности СВ Λ к плотности вероятности СВ L (12):

$$W(L|\gamma_0 = 0) = W_\Lambda(\Lambda = \Lambda(L)|\gamma_0 = 0)|\tilde{D}|, \quad |\tilde{D}| = |\partial\Lambda(L)/\partial L|. \quad (15)$$

В итоге из (15) получаем

$$W(L|\gamma_0 = 0) = \exp(-L), \quad L \geq 0. \quad (16)$$

Используя выражение (16), находим вероятность ложной тревоги для обнаружителя (5), (9) в виде

$$\alpha = \int_h^\infty W(L|\gamma_0 = 0)dL = \begin{cases} \exp(-h), & h \geq 0, \\ 1, & h < 0. \end{cases} \quad (17)$$

Выражение (17) совпадает с вероятностью ложной тревоги максимально правдоподобного алгоритма обнаружения СШП КРС, найденной в [4].

Для определения вероятности пропуска сигнала необходимо знать $W(L|\gamma_0 = 1)$ – плотность вероятности величины L (12) при условии, что $\gamma_0 = 1$. Положив в формуле (14) $\gamma_0 = 1$ и интегрируя полученное выражение, получим плотность вероятности СВ Λ

$$W(\Lambda) = \frac{\Lambda}{g^2(Q + P_c)} \exp\left\{-\frac{\Lambda^2 + m_z^2 + m_j^2}{2g^2(Q + P_c)}\right\} I_0\left\{\frac{\Lambda\sqrt{m_z^2 + m_j^2}}{g^2(Q + P_c)}\right\}, \quad \Lambda \geq 0.$$

Здесь $I_0(\cdot)$ – модифицированная функция Бесселя нулевого порядка мнимого аргумента [7].

Переходя от плотности вероятности СВ Λ к плотности вероятности СВ L (12), имеем

$$W(L|\gamma_0 = 1) = \exp\left\{-\frac{Qa_0^2}{2}V\right\} \exp(-L) I_0\left[a_0\sqrt{2LQV}\right], \quad (18)$$

где

$$V = \frac{g^2 A_c^2 + [(Q + P_c)A_s - P_s A_c]^2}{g^2 Q(Q + P_c)}; \quad (19)$$

$$A_c = (Q_{\min} + R_c) \cos \varphi_0 + R_s \sin \varphi_0; \quad A_s = (Q_{\min} - R_c) \sin \varphi_0 + R_s \cos \varphi_0. \quad (20)$$

С учетом (18) находим вероятность пропуска сигнала для обнаружителя (5)

$$\beta = \int_0^h W(L|\gamma_0 = 1)dL = \exp\left\{-\frac{Qa_0^2}{2}V\right\} \int_0^h \exp(-L) I_0\left(a_0\sqrt{2LQV}\right) dL. \quad (21)$$

Введем далее обозначение

$$z_0^2 = a_0^2 Q_0 / N_0, \quad (22)$$

$$\text{где } Q_0 = \frac{1}{N_0} \int_0^{\tau_0} f^2(t) dt.$$

Величина (22) представляет собой отношение сигнал/шум (ОСШ) на выходе приемника максимального правдоподобия для узкополосного радиосигнала [1, 2]. Тогда вероятность пропуска сигнала обнаружителем (4) можно переписать в виде

$$\beta = \exp\left\{-\frac{z_0^2}{2}V\Delta\right\} \int_0^h \exp(-L) I_0\left(z_0\sqrt{2LV\Delta}\right) dL, \quad (23)$$

где $\Delta = Q/Q_0$ – величина, характеризующая отличие ожидаемой длительности сигнала от ее истинного значения, то есть расстройку длительности.

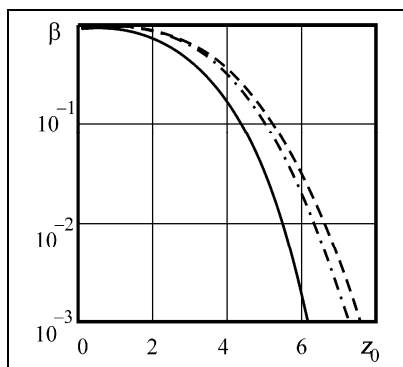


Рис. 2. Графики зависимости вероятности пропуска сигнала (23) от ОСШ

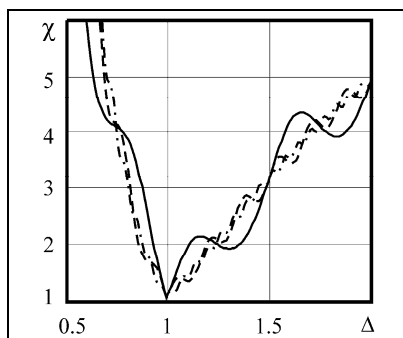


Рис. 3. Графики зависимости проигрыша в эффективности обнаружения от расстройки длительности Δ.

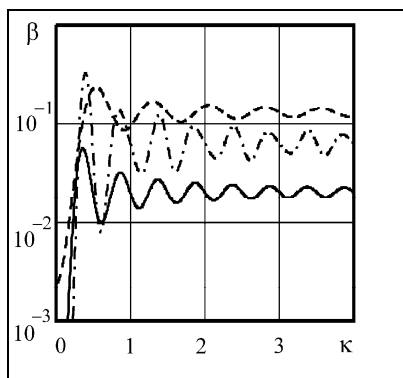


Рис. 4. Графики зависимости вероятности пропуска сигнала от параметра узкополосности κ

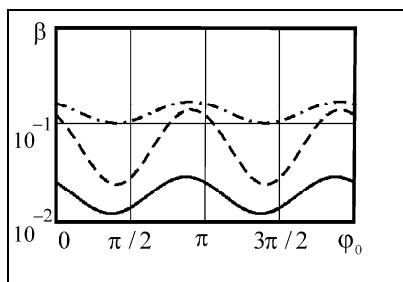


Рис. 5. Графики зависимости вероятности пропуска сигнала от начальной фазы принятого сигнала φ₀

Следует заметить, что величина V зависит от Δ . Если выполняется условие (2), то есть сигнал является узкополосным, то $P_c, P_s, R_c, R_s \ll Q$. Положив в (19), (20) и (23) $P_c, P_s, R_c, R_s = 0$ можно убедиться, что вероятность пропуска сигнала определяется выражением

$$\beta_0 = \exp \left\{ -\frac{z_0^2 \min^2(1, \Delta)}{2\Delta} \right\} \int_0^h \exp(-L) I_0(z_0 \min(1, \Delta) \sqrt{2L/\Delta}) dL. \quad (24)$$

При $\tau^* = \tau_0, \Delta = 1$ вероятность пропуска сигнала (24) совпадает с вероятностью пропуска максимально правдоподобного алгоритма обнаружения узкополосного радиосигнала, найденной в [2].

Проигрыш в эффективности обнаружения вследствие незнания длительности СШП КРС можно охарактеризовать отношением вероятностей пропуска сигнала при наличии и при отсутствии расстройки длительности

$$\chi = \beta(z_0, \Delta) / \beta(z_0, \Delta = 1) \quad (25)$$

и фиксированной вероятности ложной тревоги.

В качестве примера рассмотрим обнаружение СШП КРС, форма модулирующей функции которого определяется выражением $f(t) = \exp(-\lambda t / T_2)$, где λ характеризует скорость изменения модулирующей функции.

На рис. 2 изображены зависимости вероятности пропуска сигнала (23) от ОСШ (22) при фиксированной вероятности ложной тревоги $\alpha = 10^{-2}$ и различных расстройках длительности ожидаемого сигнала Δ . Сплошная кривая соответствует отсутствию расстройки $\Delta = 1$, штриховая – расстройке $\Delta = 2/3$ (ожидаемая длительность меньше истинного значения), штрихпунктирная – расстройке $\Delta = 3/2$ (ожидаемая длительность больше истинного значения). При расчете предполагалось, что начальная фаза принятого сигнала $\varphi_0 = 0$, а также $\kappa = 1,4, \alpha = 10^{-2}, \lambda = 0,2, \eta = T_1/T_2 = 1/4$. Величина $\kappa = \frac{\omega \tau_0}{2\pi}$

характеризует степень узкополосности СШП КРС и равна числу периодов гармонического колебания (1), укладывающихся на длительности сигнала τ_0 . Истинное значение длительности сигнала при расчете кривых было выбрано посередине априорного интервала ее возможных значений $\tau_0 = (T_2 + T_1)/2$. На рис. 3 показаны зависимости величины проигрыша (25) от расстройки длительности Δ при $\alpha = 10^{-2}, z_0 = 5, \varphi_0 = 0, \lambda = 0,2, \eta = 1/4$ и различных значениях параметра узкополосности: $\kappa = 1$ (сплошная кривая), $\kappa = 3$ (штриховая кривая) и $\kappa = 8$ (штрихпунктирная кривая). На рис. 4 приведены зависимости вероятности пропуска сигнала (21) от величины параметра узкополосности κ при фиксированной вероятности ложной тревоги $\alpha = 10^{-2}, z_0 = 5, \varphi_0 = 0, \lambda = 0,2, \eta = 1/4$ и различных расстройках

длительности ожидаемого сигнала Δ . Сплошная кривая соответствует отсутствию расстройки $\Delta = 1$, штриховая – расстройке $\Delta = 2/3$ (ожидаемая длительность меньше истинного значения), штрихпунктирная – расстройке $\Delta = 3/2$ (ожидаемая длительность больше истинного значения). Кривые на рис. 5 иллюстрируют зависимости ве-

роятности пропуска (21) от начальной фазы принятого сигнала при фиксированной вероятности ложной тревоги $\alpha = 10^{-2}$, $z_0 = 5$, $\kappa = 1$, $\lambda = 0,2$, $\eta = 1/4$ и различных расстройках Δ . Сплошная линия соответствует $\Delta = 1$, штриховая – $\Delta = 3/2$, штрихпунктирная – $\Delta = 2/3$.

- Как видно из приведенных графиков, априорное незнание длительности сигнала приводит к снижению эффективности обнаружения. Ухудшение качества обнаружения при значениях параметра узкополосности $\kappa \geq 1$ зависит от начальной фазы принятого сигнала лишь при $\Delta < 1$. При малых значениях величины $\kappa < 0,5$ поведение вероятности пропуска сигнала существенно зависит от начальной фазы принятого сигнала и величины расстройки длительности.

Исследование выполнено за счет гранта Российского научного фонда (проект №15-11-10022).

Литература

1. *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.
2. *Тихонов В.И.* Оптимальный прием сигналов. М.: Радио и связь. 1983. 320 с.
3. *Трифонов А.П., Корчагин Ю.Э., Трифонов М.В.* Обнаружение радиосигнала с неизвестными длительностью, амплитудой и начальной фазой // Известия ВУЗов. Радиофизика. 2015. Т. 58. № 5. С. 401–414.
4. *Трифонов А.П., Руднев П.Е.* Обнаружение сверхширокополосного квазирадисигнала на фоне белого шума // Известия ВУЗов. Радиофизика. 2009. Т. 52. № 9. С. 749–760.
5. *Тихонов В.И.* Статистическая радиотехника. М.: Радио и связь. 1982. 624 с.
6. *Вентцель Е.С.* Теория вероятностей. М.: Наука. 1998. 575 с.
7. *Справочник по специальным функциям / Под ред. М. Абрамовица, И. Стиган.* М.: Наука. 1979. 832 с.

Поступила 19 мая 2016 г.

Quasi-likelihood detection of ultra-wideband quasi-radiosignal of a random shape with unknown duration

© 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

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

E-mail: korchagin@phys.vsu.ru

K.D. Titov – Post-graduate Student, Department of Radiophysics, Voronezh State University

E-mail: titovkd@gmail.com

The article contain quasi-likelihood algorithm detection of an ultra-wideband quasi-radiosignal of a random shape with unknown amplitude, initial phase and duration. Under the ultra-wideband quasi-radiosignal is understood the signal, the structure of which is similar to narrowband radiosignal without performed relatively narrow bandwidth condition. Proposed flowchart quasi-likelihood detector. The analysis of the synthesized algorithms is fulfilled, probability of errors is founded. It is shown, that the duration of the signal ignorance may lead to a significant reduction in the accuracy of quasi-likelihood detection. The obtained results of synthesis and analysis detection algorithm ultra-wideband quasi-radiosignal with unknown duration allow optimizing parameters generated signal to improve performance of signal detection.

References

1. *Akimov P.S., Bakut P.A., Bogdanovich V.A. i dr.* Teoriya obnaruzheniya signalov / Pod red. P.A. Bakuta. M.: Radio i svyaz'. 1984. 440 s.
2. *Tixonov V.I.* Optimal'ny'j priem signalov. M.: Radio i svyaz'. 1983. 320 s.
3. *Trifonov A.P., Korchagin Yu.E., Trifonov M.V.* Obnaruzhenie radiosignala s neizvestny'mi dlitel'nost'yu, amplitudoj i nachal'noj fazoj // Izvestiya VUZov. Radiofizika. 2015. T. 58. № 5. S. 401–414.
4. *Trifonov A.P., Rudnev P.E.* Obnaruzhenie sverxshirokopolosnogo kvaziradiosignala na fone belogo shuma // Izvestiya VUZov. Radiofizika. 2009. T. 52. № 9. S. 749–760.
5. *Tixonov V.I.* Statisticheskaya radiotekhnika. M.: Radio i svyaz'. 1982. 624 s.
6. *Venttsel' E.S.* Teoriya veroyatnostej. M.: Nauka. 1998. 575 s.
7. *Spravochnik po speczial'ny'm funkczijam / Pod red. M. Abramovicza, I. Stigan.* M.: Nauka. 1979. 832 s.