

310

D 6264

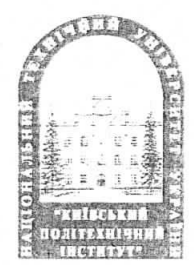
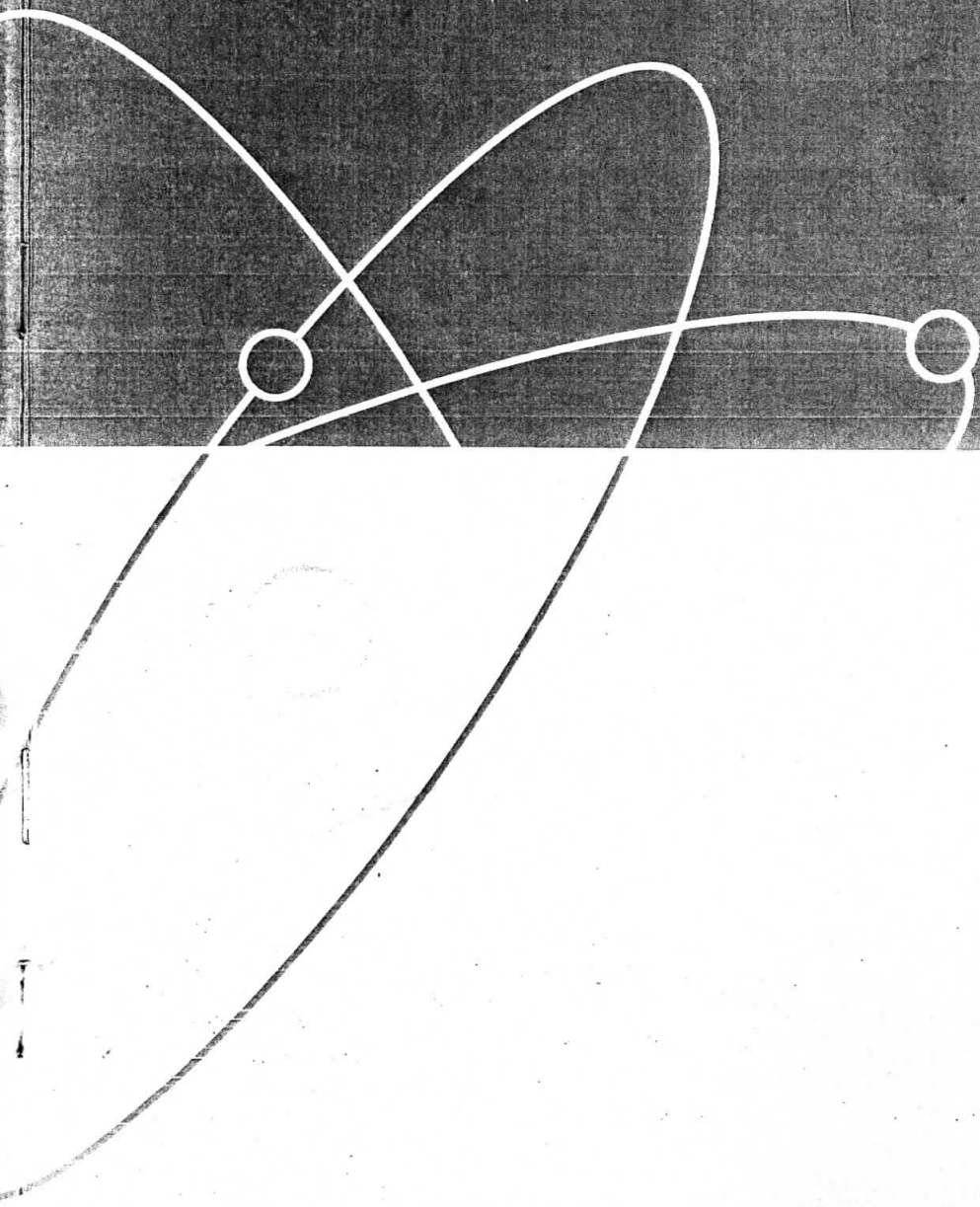
т. 57, № 10, 2014

Том 57, № 10 (628)  
октябрь 2014

ISSN 0021-3470

# РАДИОЭЛЕКТРОНИКА

ИЗВЕСТИЯ  
ВЫСШИХ УЧЕБНЫХ  
ЗАВЕДЕНИЙ



ИЗДАНИЕ  
НАЦИОНАЛЬНОГО  
ТЕХНИЧЕСКОГО  
УНИВЕРСИТЕТА  
ИГОР СИКОРСКОГО  
КИЕВСКОГО  
ПОЛИТЕХНИЧЕСКОГО  
ИНСТИТУТА

УДК 621.391

## КВАЗИПРАВДОПОДОБНАЯ ОЦЕНКА ВРЕМЕНИ ПРИХОДА СВЕРХШИРОКОПОЛОСНОГО СИГНАЛА НЕИЗВЕСТНОЙ ФОРМЫ ПРИ ВОЗДЕЙСТВИИ УЗКОПОЛОСНЫХ ПОМЕХ\*

ТРИФОНОВ А. П.<sup>1</sup>, БЕСПАЛОВА М. Б.<sup>1</sup>, ТРИФОНОВ П. А.<sup>2</sup>, ГУЩИН И. В.<sup>2</sup><sup>1</sup>Воронежский государственный университет,

Россия, Воронеж, 394006, Университетская пл., д. 1

<sup>2</sup>Военный учебно-научный центр военно-воздушных сил«Военно-воздушная академия им. проф. Н.Е. Жуковского и Ю.А. Гагарина»,  
Россия, Воронеж, 394064; ул. Старых Большевиков, 54А

**Аннотация.** Исследованы характеристики квазиправдоподобной оценки времени прихода сверхширокополосного сигнала неизвестной формы, принимаемого на фоне узкополосных помех с неизвестными параметрами и гауссовского белого шума

**Ключевые слова:** сверхширокополосная оценка; узкополосная помеха; характеристики оценок

В последние годы новым направлением в теории и технике радиоэлектронных систем является применение сверхширокополосных сигналов (СШПС) [1–3]. Спектр СШПС очень широк, поэтому его воздействие вызывает возбуждение практически всех возможных типов собственных колебаний исследуемой цели, что делает высокоинформативной наблюдаемую реакцию. Важной особенностью СШПС является отсутствие собственно несущей частоты и, как следствие, невозможность классического описания радиосигналов с помощью комплексной огибающей.

В [4] рассмотрена оценка времени прихода СШПС на фоне только гауссовского белого шума (ГБШ). В реальных условиях на вход приемника поступают не только смесь сигнала и белого шума, но и другие помеховые воздей-

ствия. В [3] исследованы алгоритмы оценки времени прихода СШПС на фоне помех, в качестве моделей которых использован гауссовский узкополосный процесс (ГУП) [5]. При этом форма СШПС считалась априори известной. Однако в реальных условиях форма принимаемого сигнала может быть неизвестна, т.к. она меняется при отражении от объекта (радиолокация), при распространении в различных средах (навигация, связь), а при мониторинге форма сигнала всегда неизвестна.

В данной статье рассмотрена задача оценки времени прихода СШПС неизвестной формы на фоне ГУП и ГБШ. При этом характеристики ГУП также могут быть неизвестны.

Пусть на интервале времени  $t \in [0, T]$  наблюдается реализация вида

\* Работа выполнена при поддержке Российского научного фонда (№14-49-00079)

$$x(t) = s_0(t - \lambda_0) + n(t) + \xi(t), \quad (1)$$

где  $s_0(t)$  — полезный сигнал, форма которого неизвестна, известно только, что он сверхширокополосный,  $\lambda_0$  — неизвестное время прихода сигнала,  $n(t)$  — реализация ГБШ с односторонней спектральной плотностью  $N_0$ ,  $\xi(t)$  — узкополосная помеха.

В качестве модели узкополосной помехи, как наиболее универсальной [5], используем узкополосный стационарный гауссовский процесс  $\xi(t)$  с нулевым математическим ожиданием  $\langle \xi(t) \rangle = 0$  и корреляционной функцией  $\langle \xi(t)\xi(t + \Delta) \rangle = B_\xi(\Delta)$ . Тогда спектральная плотность ГУП запишется как

$$G_\xi(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} B_\xi(\Delta) \exp(-j\omega\Delta) d\Delta = \frac{\gamma_\xi}{2} \left[ g_\xi \left( \frac{\omega_{0\xi} - \omega}{\Omega_\xi} \right) + g_\xi \left( \frac{\omega_{0\xi} + \omega}{\Omega_\xi} \right) \right], \quad (2)$$

где  $\Omega_\xi = \int_0^\infty G_\xi^2(\omega) d\omega / \max G_\xi^2(\omega)$  — эквивалентная полоса частот помехи,  $\omega_{0\xi}$  — центральная частота.

Так как помеха узкополосная, то выполняется условие  $\Omega_\xi \ll \omega_{0\xi}$ . Функция  $g_\xi(x)$  описывает форму спектральной плотности помехи и удовлетворяет условиям:

$$g_\xi(x) \geq 0, \quad g_\xi(x) = g_\xi(-x),$$

$$\max g_\xi(x) = \int_{-\infty}^{\infty} g_\xi^2(x) dx = 1.$$

Полагаем, что процессы  $n(t)$  и  $\xi(t)$  статистически независимы.

В случае, когда форма принимаемого сигнала  $s_0(t)$  априори известна, а ГУП отсутствует, для оценки времени прихода сигнала  $\lambda_0$  возможно использовать метод максимального правдоподобия [4]. Для этого в качестве оценки необходимо взять положение наибольшего

максимума логарифма функционала отношения правдоподобия [4]

$$L_F(\lambda) = \frac{2}{N_0} \int_0^T x(t) s_0(t - \lambda) dt. \quad (3)$$

В случае, когда форма сигнала  $s_0(t)$  известна неточно, в (3) в качестве опорного сигнала используем некоторый ожидаемый (предполагаемый) сигнал  $s_1(t)$ .

Таким образом, получаем следующее выражение для выходного сигнала измерителя (решающей статистики)

$$L(\lambda) = \frac{2}{N_0} \int_0^T x(t) s_1(t - \lambda) dt. \quad (4)$$

В качестве оценки  $\hat{\lambda}$  неизвестного времени прихода  $\lambda_0$  принимается значение  $\lambda$ , при котором решающая статистика (4) достигает абсолютного (наибольшего) максимума. Получаемую оценку будем называть квазиравдоподобной [6].

Действительно, в случае совпадения принимаемого сигнала  $s_0(t)$  и ожидаемого сигнала  $s_1(t)$  при отсутствии ГУП, решающая статистика (4) совпадает с логарифмом функционала отношения правдоподобия (3). Соответственно, квазиравдоподобная оценка переходит в оценку максимального правдоподобия.

Для определения характеристик квазиравдоподобной оценки представим решающую статистику (4) в виде суммы сигнальной  $S_0(\lambda, \lambda_0)$  и шумовой  $N(\lambda)$  функций [4]

$$L(\lambda) = S_0(\lambda, \lambda_0) + N(\lambda), \quad (5)$$

где

$$S_0(\lambda, \lambda_0) = \frac{2}{N_0} \int_0^T s_0(t - \lambda_0) s_1(t - \lambda) dt, \quad (6)$$

$$N(\lambda) = \frac{2}{N_0} \int_0^T s_1(t - \lambda) [n(t) + \xi(t)] dt. \quad (7)$$

Шумовая функция представляет собой реализацию гауссовского центрированного случайного процесса и обладает корреляционной функцией

$$B_N(\lambda_1, \lambda_2) = \langle N(\lambda_1)N(\lambda_2) \rangle = S_1(\lambda_1, \lambda_2) + B_1(\lambda_1, \lambda_2), \quad (8)$$

$$S_1(\lambda_1, \lambda_2) = \frac{2}{N_0} \int_0^T s_1(t - \lambda_1) s_1(t - \lambda_2) dt,$$

$$B_1(\lambda_1, \lambda_2) = \frac{4}{N_0^2} \int_0^T \int_0^T B_\xi(t_2 - t_1) s_1(t - \lambda_1) s_1(t - \lambda_2) dt_1 dt_2.$$

Пусть сигнальная функция  $S_0(\lambda, \lambda_0)$  (6) при фиксированном  $\lambda_0$  достигает наибольшего значения в точке  $\tilde{\lambda}$  и имеет только один ярко выраженный максимум. Тогда отношение сигнал-шум (ОСШ) на выходе квазиправдоподобного приемника возможно записать как [4]

$$z^2 = S_0^2(\tilde{\lambda}, \lambda_0) / B_N(\tilde{\lambda}, \tilde{\lambda}). \quad (9)$$

В дальнейшем полагаем, что ОСШ достаточно велико, так что квазиправдоподобная оценка обладает высокой апостериорной точностью [4]. Тогда квазиправдоподобную оценку  $\hat{\lambda}$  времени прихода  $\lambda_0$  возможно найти из решения уравнения

$$\left[ \frac{dL(\lambda)}{d\lambda} \right]_{\hat{\lambda}} = 0. \quad (10)$$

Для приближенного решения этого уравнения воспользуемся методом малого параметра [4] в качестве которого используем величину, обратную ОСШ (9).

Ограничившись первым приближением, для смещения квазиправдоподобной оценки получаем выражение

$$b_1(\hat{\lambda}|\lambda_0) = \tilde{\lambda} - \lambda_0 = \Delta\lambda. \quad (11)$$

Следовательно, в общем случае квази-правдоподобная оценка не является состоятельной. Ее применение приводит к систематической ошибке  $\Delta\lambda$  (11), которая не зависит от ОСШ и определяется формой принимаемого и ожидаемого сигналов.

Согласно [4], дисперсия квазиправдоподобной оценки имеет вид

$$D_1(\hat{\lambda}|\lambda_0) = \langle (\hat{\lambda} - \langle \hat{\lambda} \rangle)^2 \rangle = \left. \left\{ \frac{\partial^2 B_N(\lambda_1, \lambda_2)}{\partial \lambda_1 \partial \lambda_2} \left[ \frac{d^2 S_0(\lambda, \lambda_0)}{d\lambda^2} \right]^2 \right\} \right|_{\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda = \tilde{\lambda}} \quad (12)$$

Подставляя в (12) сигнальную функцию и корреляционную функцию шумовой функции после дифференцирования находим выражение для дисперсии

$$D_1(\hat{\lambda}|\lambda_0) = \left\{ \frac{N_0}{2} \int_0^T \left[ \frac{ds_1(t)}{dt} \right]^2 dt + \int_0^T \int_0^T B_\xi(t_2 - t_1) \frac{ds_1(t_1)}{dt_1} \frac{ds_1(t_2)}{dt_2} dt_1 dt_2 \right\} \times \left[ \int_0^T \frac{ds_0(t)}{dt} \frac{ds_1(t - \Delta\lambda)}{dt} dt \right]^{-2}. \quad (13)$$

Отметим, что с ростом ОСШ (9) дисперсия оценки (13) стремится к нулю. Точность оценки возможно также характеризовать величиной рассеяния (среднего квадрата ошибки) [4]

$$V_1(\hat{\lambda}|\lambda_0) = \langle (\hat{\lambda} - \lambda_0)^2 \rangle = b_1^2(\hat{\lambda}|\lambda_0) + D_1(\hat{\lambda}|\lambda_0). \quad (14)$$

Если оценка несостоятельна ( $\Delta\lambda \neq 0$ ), то с ростом ОСШ ее рассеяние стремится к величине  $\Delta\lambda^2$ . Для состоятельной оценки ( $\Delta\lambda = 0$ ), рассеяние оценки с ростом ОСШ стремится к нулю.

Рассмотрим некоторые частные случаи выражений (11), (13). Если ГУП отсутствует и форма СШПС априори известна, тогда возможно выбрать ожидаемый сигнал  $s_1(t) = s_0(t)$ . В этом случае квазиправдоподобная оценка  $\hat{\lambda}$  переходит в оценку максимального правдоподобия  $\lambda_m$ . Эта оценка времени прихода СШПС известной формы на фоне ГБШ обладает смещением и дисперсией:

$$b_0(\lambda_m | \lambda_0) = 0,$$

$$D_0(\lambda_m | \lambda_0) = \left[ \frac{2}{N_0} \int_0^T \left[ \frac{ds_0(t)}{dt} \right]^2 dt \right]^{-1}. \quad (15)$$

Поскольку оценка максимального правдоподобия несмещенная, ее рассеяние совпадает с дисперсией

$$V_0(\lambda_m | \lambda_0) = D_0(\lambda_m | \lambda_0). \quad (16)$$

Сопоставляя (13), (14) и (15), (16) возможно найти потери в точности оценки времени прихода СШПС вследствие априорного незнания формы СШПС и воздействия ГУП.

В частности, из (13) и (15) следует, что квазиправдоподобная оценка обладает дисперсией, которая превосходит дисперсию оценки максимального правдоподобия в  $\rho_1$  раз, причем

$$\rho_1 = D_1(\hat{\lambda} | \lambda_0) / D_0(\lambda_m | \lambda_0) = \chi_1 / R^2(\Delta\lambda), \quad (17)$$

где

$$\chi_1 = 1 + \frac{2}{N_0} \frac{\int_0^T \int_0^T B_{\xi}(t_2 - t_1) \frac{ds_1(t_1)}{dt_1} \frac{ds_1(t_2)}{dt_2} dt_1 dt_2}{\int_0^T \left[ \frac{ds_1(t)}{dt} \right]^2 dt}$$

и характеризует влияние ГУП на дисперсию квазиправдоподобной оценки, а

$$R(\Delta l) = \frac{\int_0^T \frac{ds_0(t)}{dt} \frac{ds_1(t - \Delta l)}{dt} dt}{\sqrt{\int_0^T \left[ \frac{ds_0(t)}{dt} \right]^2 dt \int_0^T \left[ \frac{ds_1(t)}{dt} \right]^2 dt}} \quad (18)$$

— коэффициент взаимной корреляции между производной принимаемого сигнала и производной ожидаемого сигнала, задержанной на величину систематической ошибки (11) квазиправдоподобной оценки.

Очевидно, величина (18) характеризует влияние отличия формы принимаемого и ожидаемого сигналов на дисперсию квазиправдоподобной оценки. Отметим, что увеличение дисперсии оценки (17) не зависит от амплитуд принимаемого и ожидаемого сигналов.

В ряде задач, более полной характеристикой точности чем дисперсия оценки, является рассеяние оценки. Из (14) и (16) следует, что квазиправдоподобная оценка обладает рассеянием, которое превосходит рассеяние оценки максимального правдоподобия в  $\kappa_1$  раз, причем

$$\kappa_1 = \frac{V_1(\hat{\lambda} | \lambda_0)}{V_0(\lambda_m | \lambda_0)} = \frac{2\Delta\lambda^2}{N_0} \int_0^T \left[ \frac{ds_0(t)}{dt} \right]^2 dt + \rho_1. \quad (19)$$

Отсюда следует, что проигрыш в точности несостоятельной квазиправдоподобной оценки по сравнению с точностью оценки максимального правдоподобия возрастает с увеличением ОСШ. Действительно, с увеличением мощности принимаемого сигнала и с уменьшением спектральной плотности ГБШ, первое слагаемое в правой части (19) возрастает.

Для ряда форм принимаемого и ожидаемого сигналов квазиправдоподобная оценка может быть состоятельной. В частности, она будет состоятельной, если принимаемый и ожидаемый сигналы являются четными

$$s_0(t) = s_0(-t), \quad s_1(t) = s_2(-t) \quad (20)$$

или нечетными

$$s_0(t) = -s_0(-t), \quad s_1(t) = -s_1(-t) \quad (21)$$

функциями времени.

В этом случае положение наибольшего максимума сигнальной функции (6) совпадает с истинным значением времени прихода ( $\tilde{\lambda} = \lambda_0$ ) и в (11)

$$\Delta\lambda = 0. \quad (22)$$

Тогда дисперсия (13) и рассеяние (14) квазиравдоподобной оценки совпадают, и проигрыш в точности квазиравдоподобной оценки по сравнению с точностью оценки максимального правдоподобия характеризуется величиной

$$\kappa_{01} = \rho_{01} = \frac{V_1(\hat{\lambda}|\lambda_0)}{V_0(\hat{\lambda}|\lambda_0)} = \frac{D_1(\hat{\lambda}|\lambda_0)}{D_0(\lambda_m|\lambda_0)} = \frac{\chi_1}{R^2(0)}. \quad (23)$$

Как частный случай, найдем проигрыш в точности оценки времени прихода при отсутствии ГУП. Действительно, полагая  $B_\xi(\Delta) \equiv 0$ , из (17) и (23) получаем

$$\kappa_{01} = R^{-2}(0). \quad (24)$$

Если формы принимаемого и ожидаемого сигналов совпадают, то проигрыш в точности оценки, вследствие воздействия ГУП, имеет вид

$$\kappa_{01} = \chi_0, \quad (25)$$

где

$$\chi_0 = 1 + \frac{2}{N_0} \frac{\int_0^T \int_0^T B_\xi(t_2 - t_1) \frac{ds_0(t_1)}{dt_1} \frac{ds_0(t_2)}{dt_2} dt_1 dt_2}{\int_0^T \left[ \frac{ds_0(t)}{dt} \right]^2 dt}$$

Действительно, при совпадении формы принимаемого и ожидаемого сигналов коэф-

фициент взаимной корреляции их производных  $R(0) = 1$  и из (23) получаем (25).

Расчет найденных характеристик квазиравдоподобных оценок времени прихода СШПС неизвестной формы может быть более простым и удобным при использовании спектральных характеристик сигналов и помехи.

Обозначим спектры принимаемого и ожидаемого сигналов как:

$$S_i(j\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} s_i(t) \exp(-j\omega t) dt, \quad i=0,1$$

Тогда из (15), (17), (18) имеем

$$D_0(\lambda_m|\lambda_0) = \left[ \frac{1}{2\pi N_0} \int_{-\infty}^{\infty} \omega^2 |S_0(j\omega)|^2 d\omega \right]^{-1}, \quad (26)$$

$$\chi_i = 1 + \frac{2}{N_0} \frac{\int_{-\infty}^{\infty} \omega^2 G_\xi(\omega) |S_i(j\omega)|^2 d\omega}{\int_{-\infty}^{\infty} \omega^2 |S_i(j\omega)|^2 d\omega}, \quad i=0,1. \quad (27)$$

$$R(\Delta\lambda) = \frac{\int_{-\infty}^{\infty} \omega^2 S_0(j\omega) S_1^*(j\omega) \exp(j\omega \Delta\lambda) d\omega}{\sqrt{\int_{-\infty}^{\infty} \omega^2 |S_0(j\omega)|^2 d\omega \int_{-\infty}^{\infty} \omega^2 |S_1(j\omega)|^2 d\omega}}. \quad (28)$$

Рассмотрим влияние ГУП с прямоугольной формой спектральной плотности на точность квазиравдоподобной оценки времени прихода. Для этого положим в (2)  $g_\xi(x) = 1$  при  $|x| < 1/2$  и  $g_\xi(x) = 0$  при  $|x| > 1/2$ .

Подставляя затем (2) в (27) получаем проигрыш в точности оценки вследствие влияния ГУП в виде

$$\chi_i = 1 + \varepsilon_i q, \quad (29)$$

где  $q = \gamma_\xi / N_0$  — отношение спектральных плотностей ГУП и ГЫЦ, а

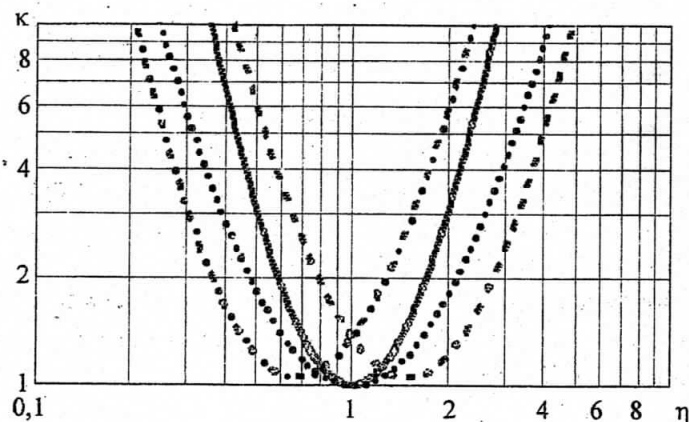


Рис. 1

$$\varepsilon_i = \frac{\int_{\omega_{0\xi} - \Omega_{\xi}/2}^{\omega_{0\xi} + \Omega_{\xi}/2} \omega^2 |S_i(j\omega)|^2 d\omega}{\int_0^{\infty} \omega^2 |S_i(j\omega)|^2 d\omega} \quad (30)$$

— относительная доля энергии производной сигнала  $S_i(t)$ ,  $i=0,1$ , в полосе частот, где присутствует ГУП.

Из (29) следует, что проигрыш в точности квазиправдоподобной оценки возрастает с увеличением полосы частот ГУП и ее интенсивности.

Примерами принимаемого и ожидаемого СШПС, для которых квазиправдоподобная оценка времени прихода будет состоятельной, могут служить моноциклы Гаусса  $s_{\Gamma}(t, \tau)$  и Лоренца  $s_{\Delta}(t, \tau)$  [3]:

$$s_{\Gamma}(t, \tau) = \frac{d}{dt} f_{\Gamma}(t/\tau) = a_1 t \exp(-\pi t^2 / 2\tau^2), \quad (31)$$

$$s_{\Delta}(t, \tau) = \frac{d}{dt} f_{\Delta}(t/\tau) = a_2 t [1 + (\pi t / 2\tau)^2]^{-2}, \quad (32)$$

где  $f_{\Gamma}(x)$  и  $f_{\Delta}(x)$  моноимпульсы Гаусса и Лоренца:

$$f_{\Gamma}(x) = \exp(-\pi x^2 / 2), \quad (33)$$

$$f_{\Delta}(x) = [1 + (\pi x / 2)^2]^{-1}, \quad (34)$$

$a_i$ ,  $i=1,2$  — амплитудные множители, а параметр  $\tau$  характеризует длительность сигналов. Сигналы (31), (32) удовлетворяют условию (21) состоятельности квазиправдоподобной оценки времени прихода.

Согласно (24) проигрыш в точности состоятельной квазиправдоподобной оценки вследствие априорного незнания формы СШПС определяется величиной коэффициента корреляции (18), (28) производных принимаемого и ожидаемого сигналов при отсутствии систематической ошибки ( $\Delta\lambda = 0$ ).

По этим формулам для сигналов (31), (32) рассчитан проигрыш  $k$  (24) в точности квазиправдоподобной оценки для различных значений длительности  $\tau_0$  принимаемого сигнала и длительности  $\tau$  ожидаемого сигнала. На рис. 1 приведены зависимости  $k(\eta)$  проигрыша в точности квазиправдоподобной оценки по сравнению с точностью оценки максимального правдоподобия от отношения  $\eta = \tau / \tau_0$ . Сплошная кривая на рис. 1 показывает проигрыш, когда принимаемый и ожидаемый сигналы являются моноциклами Гаусса (31) с различной длительностью. Пунктирная кривая показывает проигрыш, когда принимаемый и ожидаемый сигналы являются моноциклами Лоренца (32) с различными длительностями.

Сопоставление сплошной и пунктирной кривых свидетельствует, что применение моноцикла Гаусса вызывает более значительные

потери вследствие различия длительностей принимаемого и ожидаемого сигналов, чем применение моноцикла Лоренца. Для обоих видов сигнала при  $\eta = 1$  (длительности совпадают) потери в точности оценки отсутствуют.

Штриховой линией на рис. 1 показан проигрыш в точности оценки, когда принимается моноцикл Гаусса (31) длительностью  $\tau_0$ , а ожидаемый сигнал — моноцикл Лоренца (32) длительностью  $\tau$ . Вследствие отличия формы принимаемого и ожидаемого сигналов, минимум проигрыша, превышающий единицу, достигается при  $\eta > 1$ . Следовательно, когда интервал возможных значений длительности принимаемого сигнала известен, необходимо выбирать длительность ожидаемого сигнала с превышением возможной длительности принимаемого сигнала.

Штрихпунктирной линией на рис. 1 показан проигрыш в точности квазиправдоподобной оценки по сравнению с оценкой максимального правдоподобия, когда принимается моноцикл Лоренца (32) длительностью  $\tau_0$ , а ожидаемый сигнал — моноцикл Гаусса (31) длительностью  $\tau$ . В этом случае минимум проигрыша, превышающий единицу, достигается

при  $\eta < 1$ . Следовательно, длительность ожидаемого сигнала желательно выбирать меньшей, чем возможное значение длительности принимаемого сигнала.

Найденные характеристики квазиправдоподобной оценки позволяют сделать обоснованный выбор формы и параметров ожидаемого сигнала в зависимости от имеющейся априорной информации и допустимого проигрыша в точности оценки времени прихода СШПС.

#### БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Астанин Л. Ю. Основы сверхширокополосных радиолокационных измерений / Л. Ю. Астанин, А. А. Костылев. — М. : Радио и связь, 1989. — 192 с.
2. Taylor J. D. Introduction to Ultra-wideband Radar Systems / James D. Taylor. — Boca Raton—Ann Arbor—London—Tokyo—New-York : CRC Press, 1995.
3. Радзиевский В. Г. Обработка сверхширокополосных сигналов и помех / В. Г. Радзиевский, П. А. Трифонов. — М. : Радиотехника, 2009. — 288 с.
4. Куликов Е. И. Оценка параметров сигналов на фоне помех / Е. И. Куликов, А. П. Трифонов. — М. : Сов. радио, 1978. — 296 с.
5. Радзиевский В. Г. Теоретические основы радиоэлектронной разведки / В. Г. Радзиевский, А. А. Сирота. — М. : Радиотехника, 2004. — 432 с.
6. Мудров В. И. Методы обработки измерений. Квазиправдоподобные оценки / В. И. Мудров, В. Л. Кушко. — М. : Радио и связь, 1983. — 304 с.

Поступила в редакцию 19.05.2014