

Синтез и анализ алгоритмов и устройств обработки сигналов

№ 4

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. Карташевский**, 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 621.321

Оценка амплитуды узкополосного прямоугольного радиопульса с неизвестными начальной фазой и моментами появления и исчезновения

© Авторы, 2017

© ООО «Издательство «Радиотехника», 2017

А.П. Трифонов – д.т.н., профессор, Засл. деятель науки РФ, 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

М.Б. Беспалова – к.ф.-м.н., доцент, кафедра радиофизики, Воронежский государственный университет
E-mail: bmb5@yandex.ru

М.В. Трифонов – аспирант, кафедра радиофизики, Воронежский государственный университет
E-mail: mixailtrifonov@yandex.ru

Синтезированы квазиравдоподобный, некогерентный квазиравдоподобный и максимально правдоподобный алгоритмы оценки амплитуды радиосигнала прямоугольной формы с неизвестными моментами появления и исчезновения и начальной фазой. Найдены характеристики синтезированных алгоритмов.

Ключевые слова: оценка максимального правдоподобия, моменты появления и исчезновения, амплитуда, смещение, рассеяние.

Quazilikelihood and maximum likelihood algorithms for estimating the rectangle radiosignal amplitude with an unknown appearance and disappearance moments are synthesized. Characteristics of the synthesized algorithms are found.

Keywords: maximum likelihood estimation, appearance and disappearance moments, amplitude, estimation characteristics.

Задача оценки амплитуды сигнала, наблюдаемого на фоне шума, актуальна для многих практических приложений статистической радиотехники, теории связи, локации, навигации, сейсмологии [1–4]. В работе [1] исследован алгоритм оценки амплитуды сигнала на фоне гауссовского белого шума при условии, что остальные параметры сигнала априори известны. В [4] выполнены синтез и анализ оценок амплитуды квазидетерминированного сигнала с неизвестными моментами появления и исчезновения. Однако в практических приложениях широкое применение находят также сигналы с высокочастотным заполнением (радиосигналы). Поэтому оказывается актуальной задача оценки амплитуды радиосигнала с неизвестными моментами появления и исчезновения и начальной фазой высокочастотного заполнения.

Ц е л ь р а б о т ы – рассмотреть алгоритмы оценки амплитуды узкополосного радиоимпульса с прямоугольной формой огибающей и неизвестными начальной фазой и моментами появления и исчезновения.

Пусть на интервале времени $[0, T]$ доступна наблюдению реализация

$$\xi(t) = s(t, a_0, \varphi_0, \theta_{01}, \theta_{02}) + n(t) \tag{1}$$

аддитивной смеси полезного сигнала

$$s(t, a, \varphi, \theta_1, \theta_2) = \begin{cases} a \cos(\omega t - \varphi), & \theta_1 \leq t \leq \theta_2, \\ 0, & t < \theta_1, t > \theta_2 \end{cases} \tag{2}$$

и гауссовского белого шума $n(t)$ с односторонней спектральной плотностью N_0 . Здесь $a_0, \varphi_0, \theta_{01}$ и θ_{02} – истинные значения неизвестных амплитуды, начальной фазы и моментов появления и исчезновения принимаемого сигнала соответственно. Положим, что моменты появления и исчезновения принимают значения из априорных интервалов:

$$\theta_i \in [\theta_{i \min}, \theta_{i \max}], \quad i = 1, 2.$$

Для того чтобы сигнал не мог исчезнуть раньше, чем он появляется, будем считать, что $\theta_{1 \max} < \theta_{2 \min}$. Располагая реализацией $\xi(t)$, приемник должен сформировать оценку амплитуды a_0 полезного сигнала (2).

Для синтеза алгоритма оценки амплитуды воспользуемся методом максимального правдоподобия (МП) [1–3], согласно которому оценка амплитуды совпадает с положением абсолютного (наибольшего) максимума логарифма функционала отношения правдоподобия (ФОП). Однако при неизвестных моментах появления и исчезновения, амплитуде и начальной фазе логарифм ФОП зависит от четырех неизвестных параметров [1–3]:

$$L(a, \varphi, \theta_1, \theta_2) = \frac{2a}{N_0} \int_{\theta_1}^{\theta_2} [\xi(t) - a \cos(\omega t - \varphi)] \cos(\omega t - \varphi) dt. \tag{3}$$

Максимизацию логарифма ФОП $L(a, \varphi, \theta_1, \theta_2)$ по амплитуде при фиксированных $\theta_1, \theta_2, \varphi$ аналогично [4] выполним аналитически. Для этого приравняем нулю производную функции (3) по переменной a и, решив полученное уравнение относительно a , получим

$$a = a(\varphi, \theta_1, \theta_2) = \frac{2 \int_{\theta_1}^{\theta_2} \xi(t) \cos(\omega t - \varphi) dt}{(\theta_2 - \theta_1)}. \tag{4}$$

Здесь и далее в силу узкополосности радиосигнала отброшены интегралы от функций, осциллирующих с удвоенной частотой 2ω . Оценка амплитуды (4) зависит от неизвестных априори начальной фазы и моментов появления и исчезновения. Таким образом, имеется априорная параметрическая неопределенность относительно начальной фазы и моментов появления и исчезновения. Одним из способов преодоления этой неопределенности является применение квазиправдоподобного (КП) алгоритма оценивания [5]. Приемник формирует КП оценку амплитуды (4) для некоторых ожидаемых значений начальной фазы φ^* и моментов появления θ_1^* и исчезновения θ_2^*

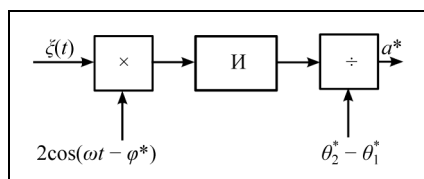


Рис. 1. Схема КП измерителя

$$a^* = a(\varphi^*, \theta_1^*, \theta_2^*) = 2 \int_{\theta_1^*}^{\theta_2^*} \xi(t) \cos(\omega t - \varphi^*) dt / (\theta_2^* - \theta_1^*). \tag{5}$$

Выражение (5) определяет структуру приемного устройства. На рис. 1 изображена блок-схема КП измерителя амплитуды, где блок И выполняет интегрирование на интервале времени $t \in [\theta_1^*, \theta_2^*]$.

Найдем характеристики КП оценки амплитуды (5). КП оценка a^* является гауссовской случайной величиной, поскольку представляет собой линейное преобразование гауссовского случайного процесса $\xi(t)$. Подставив в формулу (5) выражение для наблюдаемой реализации (1) и выполнив усреднение, находим условные смещение, дисперсию и рассеяние КП оценки a^* :

$$b(a^* | a_0) = \langle a^* - a_0 \rangle = a_0 \left[\frac{1 - \delta_1 \eta(\delta_1) + \delta_2 [1 - \eta(\delta_2)]}{1 - \delta_1 + \delta_2} \cos(\Delta\varphi) - 1 \right], \quad (6)$$

$$D(a^* | a_0) = \langle (a^* - \langle a^* \rangle)^2 \rangle = \frac{a_0^2}{z_0^2 (1 - \delta_1 + \delta_2)},$$

$$V(a^* | a_0) = \langle (a^* - a_0)^2 \rangle = \frac{a_0^2}{z_0^2} \left[\frac{1}{1 - \delta_1 + \delta_2} + z_0^2 \left(\frac{1 - \delta_1 \eta(\delta_1) + \delta_2 [1 - \eta(\delta_2)]}{1 - \delta_1 + \delta_2} \cos(\Delta\varphi) - 1 \right)^2 \right], \quad (7)$$

где $z_0^2 = a_0^2 \tau_0 / N_0$ – отношение сигнал/шум (ОСШ) на выходе приемника МП; $\tau_0 = \theta_{02} - \theta_{01}$ – длительность принятого сигнала; $\delta_i = (\theta_i^* - \theta_{0i}) / \tau_0$, $i = 1, 2$ – величины, характеризующие относительное отклонение ожидаемых моментов появления и исчезновения от их истинных значений (эти величины можно назвать относительными расстройками КП алгоритма по моментам появления и исчезновения); $\Delta\varphi = \varphi^* - \varphi_0$ – расстройка начальной фазы; $\eta(x) = \begin{cases} 1, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0 \end{cases}$ – функция Хевисайда.

Если ожидаемые начальная фаза и моменты появления и исчезновения равны их истинными значениями ($\varphi^* = \varphi_0$, $\theta_1^* = \theta_{01}$, $\theta_2^* = \theta_{02}$), то КП оценка амплитуды (5) совпадает с МП оценкой амплитуды при известных начальной фазе и моментах появления и исчезновения:

$$a_{0m} = a(\varphi_0, \theta_{01}, \theta_{02}). \quad (8)$$

Смещение и рассеяние оценки (8) найдены в [1]:

$$b(a_{0m} | a_0) = \langle a_{0m} - a_0 \rangle = 0, \quad V(a_{0m} | a_0) = \langle (a_{0m} - a_0)^2 \rangle = a_0^2 / z_0^2, \quad (9)$$

что совпадает с (6) и (7) при $\varphi^* = \varphi_0$, $\theta_1^* = \theta_{01}$ и $\theta_2^* = \theta_{02}$.

При отклонении ожидаемых моментов появления и исчезновения от своих истинных значений КП оценка может оказаться смещенной. Согласно (6) КП оценка амплитуды является несмещенной, если длительность опорного сигнала меньше длительности принимаемого сигнала, то есть $\theta_1^* \geq \theta_{01}$ и $\theta_2^* \leq \theta_{02}$, а расстройка начальной фазы кратна π : $\varphi^* = \varphi_0 \pm \pi n$, $n = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$

Введем в рассмотрение величину

$$\chi = V(a^* | a_0) / V(a_{0m} | a_0), \quad (10)$$

характеризующую увеличение рассеяния КП оценки амплитуды в случае неизвестных начальной фазы и моментов появления и исчезновения по сравнению с рассеянием МП оценки амплитуды при известных начальной фазе и моментах появления и исчезновения сигнала. Подставив в формулу (10) выражения (7) и (9), получим

$$\chi = \frac{1}{1 - \delta_1 + \delta_2} + z_0^2 \left(\frac{1 - \delta_1 \eta(\delta_1) + \delta_2 [1 - \eta(\delta_2)]}{1 - \delta_1 + \delta_2} \cos(\Delta\varphi) - 1 \right)^2.$$

На рис. 2 приведены зависимости нормированного смещения $\beta = b(a^* | a_0) / a_0$ от расстройки момента исчезновения δ_2 при $\delta_1 = 0$ и различных расстройках начальной фазы.

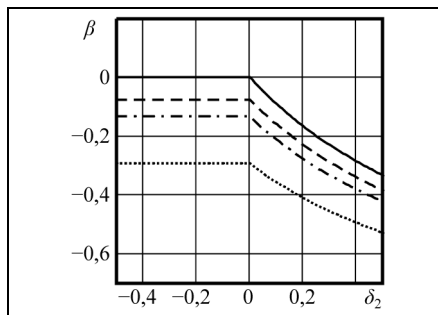


Рис. 2. Графики зависимости нормированного смещения от расстройки момента исчезновения при различных расстройках начальной фазы: $\Delta\varphi = 0$ (сплошная линия); $\Delta\varphi = \pm\pi/8$ (штриховая линия); $\Delta\varphi = \pm\pi/6$ (штрих-пунктирная линия); $\Delta\varphi = \pm\pi/4$ (пунктирная линия)

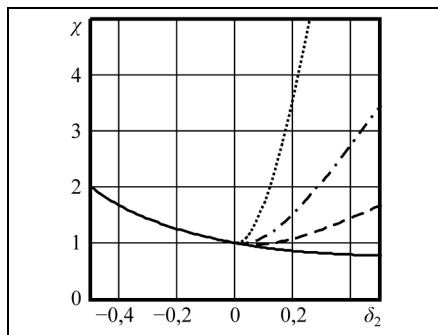


Рис. 3. Графики зависимости проигрыша в точности оценки от расстройки момента исчезновения при различных ОСШ: $z_0 = 1$ (сплошная линия); $z_0 = 3$ (штриховая линия); $z_0 = 5$ (штрих-пунктирная линия); $z_0 = 10$ (пунктирная линия)

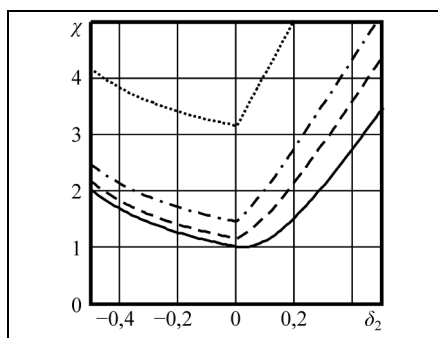


Рис. 4. Графики зависимости проигрыша в точности оценки от расстройки момента исчезновения при различных расстройках начальной фазы: $\Delta\varphi = 0$ (сплошная линия); $\Delta\varphi = \pm\pi/8$ (штриховая линия); $\Delta\varphi = \pm\pi/6$ (штрих-пунктирная линия); $\Delta\varphi = \pm\pi/4$ (пунктирная линия)

На рис. 3 показаны зависимости проигрыша (10) в точности КП оценки от расстройки момента исчезновения δ_2 при $\Delta\varphi = 0$, $\delta_1 = 0$ и различных ОСШ z_0 .

На рис. 4 построены зависимости проигрыша (10) в точности КП оценки от расстройки момента исчезновения δ_2 при $z_0 = 5$, $\delta_1 = 0$ и различных расстройках начальной фазы $\Delta\varphi$. Аналогичные зависимости нормированного смещения β и проигрыша χ от расстройки момента появления δ_1 можно получить из рис. 2–4 отражением кривых относительно оси ординат. Как видно из рис. 2–4, если длительность ожидаемого сигнала меньше длительности принятого сигнала, то проигрыш в точности оценки амплитуды не зависит от ОСШ, а отклонение ожидаемых значений моментов появления и исчезновения от своих истинных значений может привести к заметному снижению точности оценки амплитуды.

Для повышения точности оценки амплитуды можно использовать КП алгоритм оценки с адаптацией по начальной фазе – некогерентный КП алгоритм. В этом случае оценка амплитуды совпадает с положением максимума логарифма ФОП (3), в котором вместо неизвестной начальной фазы использована ее КП оценка, что равносильно максимизации логарифма ФОП (3) по переменной φ . Тогда для некогерентной КП оценки амплитуды можно записать

$$a_\varphi^* = \arg \sup L_\varphi(a, \theta_1^*, \theta_2^*), \quad L_\varphi(a, \theta_1, \theta_2) = \sup_\varphi L(a, \varphi, \theta_1, \theta_2). \quad (11)$$

Максимизацию логарифма ФОП (3) по переменной φ можно выполнить аналитически. Для этого подставим сигнал (2) в выражение (3) и представим логарифм ФОП в виде

$$L(a, \varphi, \theta_1, \theta_2) = \frac{2a}{N_0} X(\theta_1, \theta_2) \cos \varphi + \frac{2a}{N_0} Y(\theta_1, \theta_2) \sin \varphi - \frac{a^2(\theta_2 - \theta_1)}{2N_0}, \quad (12)$$

где

$$X(\theta_1, \theta_2) = \int_{\theta_1}^{\theta_2} \xi(t) \cos(\omega t) dt, \quad Y(\theta_1, \theta_2) = \int_{\theta_1}^{\theta_2} \xi(t) \sin(\omega t) dt. \quad (13)$$

Выполняя максимизацию решающей статистики (12) по переменной φ , получаем

$$L(a, \theta_1, \theta_2) = \sup_\varphi L(a, \varphi, \theta_1, \theta_2) = \frac{2a}{N_0} R(\theta_1, \theta_2) - \frac{a^2\tau}{2N_0}, \quad (14)$$

где

$$R(\theta_1, \theta_2) = \sqrt{X^2(\theta_1, \theta_2) + Y^2(\theta_1, \theta_2)}. \quad (15)$$

Оценка (11) может быть найдена аналитически. Для этого приравняем производную функции (14) по a нулю и, решая полученное уравнение, находим

$$a_\varphi^* = 2R(\theta_1^*, \theta_2^*) / (\theta_2^* - \theta_1^*). \quad (16)$$

На рис. 5 изображена схема некогерентного КП измерителя амплитуды, где обозначения блоков совпадают с обозначениями на рис. 1.

Для анализа некогерентного КП алгоритма оценки амплитуды рассмотрим случайные поля $X(\theta_1, \theta_2)$ и $Y(\theta_1, \theta_2)$ (13). Подставив в выражения (13) принятую реализацию (1), получаем после несложных преобразований

$$\begin{aligned} X(\theta_1, \theta_2) &= a_0 S_\varphi(\theta_1, \theta_2) \cos \varphi_0 + N_c(\theta_1, \theta_2), \\ Y(\theta_1, \theta_2) &= a_0 S_\varphi(\theta_1, \theta_2) \sin \varphi_0 + N_s(\theta_1, \theta_2), \end{aligned} \quad (17)$$

где

$$N_c(\theta_1, \theta_2) = \int_{\theta_1}^{\theta_2} n(t) \cos(\omega t) dt, \quad N_s(\theta_1, \theta_2) = \int_{\theta_1}^{\theta_2} n(t) \sin(\omega t) dt;$$

$$S_\varphi(\theta_1, \theta_2) = [\min(\theta_2, \theta_{02}) - \max(\theta_1, \theta_{01})] / 2.$$

Шумовые составляющие $N_c(\theta_1, \theta_2)$ и $N_s(\theta_1, \theta_2)$ представляют собой линейные преобразования гауссовского случайного процесса и поэтому также являются гауссовскими. Они обладают нулевыми математическими ожиданиями и корреляционными функциями:

$$\begin{aligned} \langle N_c(\theta_{11}, \theta_{21}) N_c(\theta_{12}, \theta_{22}) \rangle &= \langle N_s(\theta_{11}, \theta_{21}) N_s(\theta_{12}, \theta_{22}) \rangle = \frac{N_0}{4} [\min(\theta_{21}, \theta_{22}) - \max(\theta_{11}, \theta_{12})], \\ \langle N_c(\theta_{11}, \theta_{21}) N_s(\theta_{12}, \theta_{22}) \rangle &= 0. \end{aligned}$$

Подставляя выражения (17) в формулу (15) при $\theta_1 = \theta_1^*$ и $\theta_2 = \theta_2^*$, запишем для некогерентной КП оценки амплитуды выражение

$$a_\varphi^* = \frac{2}{\theta_2^* - \theta_1^*} \sqrt{[a_0 S_\varphi(\theta_1^*, \theta_2^*) \cos \varphi_0 + N_c(\theta_1^*, \theta_2^*)]^2 + [a_0 S_\varphi(\theta_1^*, \theta_2^*) \sin \varphi_0 + N_s(\theta_1^*, \theta_2^*)]^2}. \quad (18)$$

Введем нормированные случайные величины $\eta_c = 2N_c(\theta_1^*, \theta_2^*) / \sqrt{N_0(\theta_2^* - \theta_1^*)}$, $\eta_s = 2N_s(\theta_1^*, \theta_2^*) / \sqrt{N_0(\theta_2^* - \theta_1^*)}$. Они представляют собой статистически независимые гауссовские случайные величины с нулевыми математическими ожиданиями и единичными дисперсиями. Используя η_c и η_s , перепишем выражение (18) в виде

$$a_\varphi^* = a_0 \sqrt{\left[\frac{2S_\varphi(\theta_1^*, \theta_2^*)}{\theta_2^* - \theta_1^*} \cos \varphi_0 + \varepsilon \frac{\eta_c}{\sqrt{1 - \delta_1 + \delta_2}} \right]^2 + \left[\frac{2S_\varphi(\theta_1^*, \theta_2^*)}{\theta_2^* - \theta_1^*} \sin \varphi_0 + \varepsilon \frac{\eta_s}{\sqrt{1 - \delta_1 + \delta_2}} \right]^2}. \quad (19)$$

где $\varepsilon = 1/z_0$. Будем считать далее, что ОСШ z_0 достаточно велико, следовательно, величина ε мала. Разложив выражение (19) в ряд по степеням ε и отбросив члены порядка малости ε^2 и менее, получим

$$a_\varphi^* = a_0 \left(\frac{\min(\theta_2^*, \theta_{02}) - \max(\theta_1^*, \theta_{01})}{\theta_2^* - \theta_1^*} + \varepsilon \frac{\eta_c \cos \varphi_0}{\sqrt{1 - \delta_1 + \delta_2}} + \varepsilon \frac{\eta_s \sin \varphi_0}{\sqrt{1 - \delta_1 + \delta_2}} \right). \quad (20)$$

Выполняя усреднение величины (20), находим асимптотически (при больших ОСШ) точные выражения для смещения и рассеяния некогерентной КП оценки (16):

$$b(a_\varphi^* | a_0) = \langle a_\varphi^* - a_0 \rangle = a_0 \left(\frac{\delta_1 [1 - \eta(\delta_1)] - \delta_2 \eta(\delta_2)}{1 - \delta_1 + \delta_2} \right), \quad (21)$$

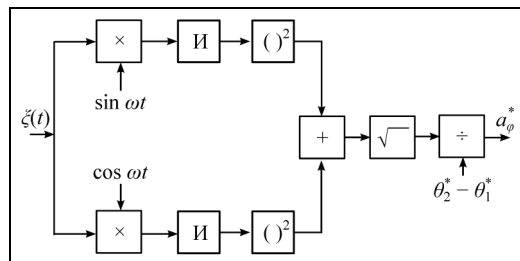


Рис. 5. Схема некогерентного КП измерителя амплитуды

$$V(a_\varphi^* | a_0) = \left\langle (a_\varphi^* - a_0)^2 \right\rangle = \frac{a_0^2}{z_0^2} \left[\frac{1}{1 - \delta_1 + \delta_2} + z_0^2 \left(\frac{\delta_1 [1 - \eta(\delta_1)] - \delta_2 \eta(\delta_2)}{1 - \delta_1 + \delta_2} \right)^2 \right], \quad (22)$$

Заметим, что выражения (21) и (22) совпадают со смещением (6) и рассеянием (7) КП оценки (5) при $\Delta\varphi = 0$. Следовательно, сплошная кривая на рис. 2 соответствует зависимости смещения некогерентной оценки, а сплошные кривые на рис. 3 и 4 – проигрышам в точности квазикогерентной оценки (16) вследствие априорного незнания моментов появления и исчезновения по сравнению оценкой МП (8).

Введем в рассмотрение величину $\chi_\varphi = V(a^* | a_0) / V(a_\varphi^* | a_0)$, характеризующую проигрыш в точности КП оценки амплитуды (5) по сравнению с некогерентной КП оценкой (16), или выигрыш в точности оценки вследствие адаптации измерителя по начальной фазе.

На рис. 6 приведены зависимости величины проигрыша χ_φ от δ_2 при $\delta_1 = 0$. Зависимости на рис. 6,а построены при ОСШ $z_0 = 5$ и различных расстройках начальной фазы. Сплошная кривая соответствует $\Delta\varphi = \pm\pi/12$, штриховая – $\Delta\varphi = \pm\pi/8$, штрих-пунктирная – $\Delta\varphi = \pm\pi/6$, пунктирная – $\Delta\varphi = \pm\pi/4$. Зависимости на рис. 6,б рассчитаны при наличии расстройки начальной фазы $\Delta\varphi = \pm\pi/6$ и различных ОСШ. Сплошная кривая соответствует $z_0 = 1$, штриховая – $z_0 = 3$, штрих-пунктирная – $z_0 = 5$, пунктирная – $z_0 = 10$.

Из кривых рис. 6 следует, что выигрыш в точности квазикогерентной КП оценки (7) по сравнению с точностью некогерентной КП оценки (22) увеличивается с ростом расстройки фазы и величины ОСШ.

С целью улучшения точности оценки амплитуды можно применить МП алгоритм, основанный на поиске положения абсолютного максимума логарифма ФОП

$$a_m = \arg \sup_a L(a), \quad L(a) = \sup_{\varphi, \theta_1, \theta_2} L(a, \varphi, \theta_1, \theta_2) = \sup_{\theta_1, \theta_2} L_\varphi(a, \theta_1, \theta_2), \quad (23)$$

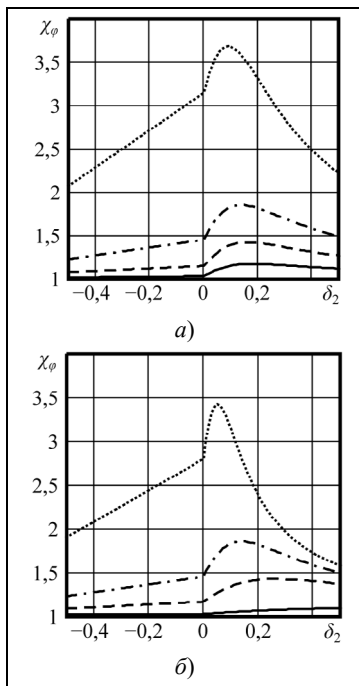


Рис. 6. Графики зависимости величины проигрыша при адаптации измерителя по начальной фазе от расстройки момента исчезновения при различных расстройках начальной фазы (а) и различных ОСШ (б)

в котором вместо неизвестных моментов появления и исчезновения и начальной фазы используются их оценки МП $(\theta_{1m}, \theta_{2m}) = \arg \sup L(\theta_1, \theta_2)$, $L(\theta_1, \theta_2) = \sup_a L_\varphi(a, \theta_1, \theta_2)$ и φ_m , что равносильно максимизации логарифма ФОП по неизвестным параметрам. Выполняя максимизацию логарифма ФОП (14) по переменной a , получаем решающую статистику, зависящую только от моментов появления и исчезновения:

$$L(\theta_1, \theta_2) = 2R^2(\theta_1, \theta_2) / N_0(\theta_2 - \theta_1), \quad (24)$$

и выражение для МП оценки амплитуды

$$a_m = 2R(\theta_{1m}, \theta_{2m}) / (\theta_{2m} - \theta_{1m}). \quad (25)$$

Приемник должен формировать случайное поле (24) для всех возможных значений моментов появления и исчезновения и находить МП оценки моментов появления и исчезновения $(\theta_{1m}, \theta_{2m})$ как положения его наибольшего максимума. Подставив найденные оценки $(\theta_{1m}, \theta_{2m})$ в формулу (25), получаем искомую МП-оценку амплитуды. Выражения (23), (24) определяют структуру приемного устройства, формирующего оценки моментов появления и исчезновения. Его удастся реализовать лишь в многоканальном варианте. Вырабатываются значения решающей статистики (24) $L_{kj} = L(\theta_{1\min} + k\Delta\theta_1, \theta_{2\min} + j\Delta\theta_2)$, $k = \overline{1, n_1}$, $j = \overline{1, n_2}$ для дискретного набора значений моментов появления и исчезновения. Тогда измеритель должен состоять из $n_1 n_2$ каналов. Схема одного канала изображена на рис. 7, где I_{kj} – интеграторы, включенные на интервале времени $[\theta_{1\min} + k\Delta\theta_1, \theta_{2\min} + j\Delta\theta_2]$.

Оценки МП моментов появления θ_{1m} и исчезновения θ_{2m} определяются по номерам канала с максимальным выходным сигналом $(\hat{k}, \hat{j}) = \arg \sup L_{kj}$. Чтобы получить МП оценку амплитуды найденные оценки моментов появления и исчезновения $\theta_{1m} = \theta_{1\min} + \hat{k}\Delta\theta_1$, $\theta_{2m} = \theta_{2\min} + \hat{j}\Delta\theta_2$ необходимо подставить в выражение (25). Следовательно, можно воспользоваться схемой, изображенной на рис. 5, где необходимо θ_1^* и θ_2^* заменить на θ_{1m} и θ_{2m} соответственно.

Для анализа МП алгоритма оценивания амплитуды (25) воспользуемся результатами работы [6], в которой показано, что наличие у сигнала неизвестных моментов появления и исчезновения асимптотически с увеличением ОСШ не влияет на точность МП оценки регулярных параметров сигнала. Согласно [1], амплитуда является регулярным параметром, а ее оценка МП (25) при достаточно больших ОСШ обладает смещением и рассеянием (9). Следовательно, величина χ , зависимости которой показаны на рис. 3 и 4, характеризует не только проигрыш в точности КП оценки амплитуды вследствие незнания моментов появления и исчезновения и начальной фазы, но и выигрыш в точности МП оценки амплитуды (25) по сравнению с КП оценкой (5).

- Полученные результаты синтеза и анализа алгоритмов оценки амплитуды прямоугольного радиосигнала с неизвестными начальной фазой и моментами появления и исчезновения позволяют сделать обоснованный выбор необходимого алгоритма оценки в зависимости от имеющейся априорной информации о моментах появления и исчезновения сигнала и начальной фазе, а также от требований, предъявляемых к простоте реализации алгоритма и от требований к точности оценки. Самой простой в смысле технической или программной реализации является квазиравдоподобная оценка амплитуды, но ее точность может оказаться недостаточной. Точность максимально правдоподобной оценок асимптотически с увеличением отношения сигнал/шум совпадает с точностью максимально правдоподобной оценки амплитуды сигнала с априори известными моментами появления и исчезновения и начальной фазой. Однако максимально правдоподобная оценка амплитуды допускаем лишь многоканальный вариант аппаратурной или программной реализации.

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

Литература

1. Тихонов В.И. Оптимальный прием сигналов. М.: Радио и связь. 1983. 319 с.
2. Куликов Е.И., Трифонов А.П. Оценка параметров сигналов на фоне помех. М.: Сов. радио. 1978. 296 с.
3. Трифонов А.П., Шинаков Ю.С. Совместное различение сигналов и оценка их параметров на фоне помех. М.: Радио и связь. 1986. 267 с.
4. Трифонов А.П., Корчагин Ю.Э., Кондратович П.А., Трифонов М.В., Зимовец К.А. Характеристики оценок амплитуды сигнала с неизвестными моментами появления и исчезновения // Нелинейный мир. 2013. № 3. С. 208–220.
5. Мудров В.И., Кушко В.Л. Методы обработки измерений. Квазиравдоподобные оценки. М.: Радио и связь. 1983. 304 с.
6. Трифонов А.П., Корчагин Ю.Э. Совместная оценка параметров сигнала с неизвестными моментами появления и исчезновения // Известия ВУЗов. Сер. Радиоэлектроника. 2000. Т. 43. № 5. С. 34–43.

Поступила 1 декабря 2016 г.

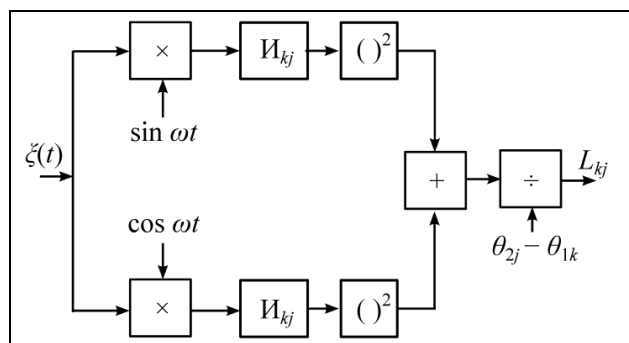


Рис. 7. Схема одного канала МП-измерителя

Estimation of of the amplitude rectangular narrowband radio pulse with unknown initial phase and the appearance and disappearance

© Authors, 2017
© Radiotekhnika, 2017

A.P. Trifonov – Dr. Sc. (Eng.), Professor, Honored Scientist of RF, 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

M.B. Bepalova – Ph. D. (Phys.-Math.), Associate Professor, Department of Radiophysics, Voronezh State University
E-mail: bmb5@yandex.ru

M.V. Trifonov – Post-graduate Student, Department of Radiophysics, Voronezh State University
E-mail: mixailtrifonov@yandex.ru

We studied the algorithms for the estimation of the amplitude of the rectangular radio pulse with unknown initial phase and moments of appearance and disappearance. We synthesized the quasi-likelihood estimation algorithm, where some expected values of the initial phase and the moments of appearance and disappearance are used instead of the appropriate unknown parameters. We also synthesized the quasi-likelihood estimation algorithm with the adaptation to the initial phase and the maximum likelihood estimation algorithm with the adaptation to all the unknown parameters. The block diagrams were proposed for obtaining the required estimates. We analyzed the introduced algorithms and found the asymptotically exact (with increasing a signal-to-noise ratio) expressions for biases and variances of the considered amplitude estimates. The influence of a priori ignorance was studied of the initial phase and the moments of appearance and disappearance on the accuracy of the amplitude estimate. And we determined the quantitative characteristics of loss in accuracy of the amplitude estimate due to a priori ignorance of the radio signal initial phase and moments of appearance and disappearance.

References

1. *Tixonov V.I.* Optimal'nyj priem signalov. M.: Radio i svyaz'. 1983. 319 s.
2. *Kulikov E.I., Trifonov A.P.* Otsenka parametrov signalov na fone pomex. M.: Sov. radio. 1978. 296 s.
3. *Trifonov A.P., Shinakov Yu.S.* Sovmestnoe razlichenie signalov i ocenka ix parametrov na fone pomex. M.: Radio i svyaz'. 1986. 267 s.
4. *Trifonov A.P., Korchagin Yu.E., Kondratovich P.A., Trifonov M.V., Zimovecz K.A.* Karakteristiki ocenok amplitudy' signala s neizvestny'mi momentami poyavleniya i ischeznoveniya // Nelinejnyj mir. 2013. № 3. S. 208–220.
5. *Mudrov V.I., Kushko V.L.* Metody' obrabotki izmerenij. Kvazipravdopodobny'e ocenki. M.: Radio i svyaz'. 1983. 304 s.
6. *Trifonov A.P., Korchagin Yu.E.* Sovmestnaya ocenka parametrov signala s neizvestny'mi momentami poyavleniya i ischeznoveniya // Izvestiya VUZov. Ser. Radioelektronika. 2000. T. 43. № 5. S. 34–43.