

РАДИОТЕХНИКА

Radioengineering

 XXI век

2 2016

В номере:

РАДИОСИСТЕМЫ

Выпуск 199

Территориально распределенные
системы охраны, № 14

Выпуск 200

Синтез и анализ алгоритмов и устройств
обработки сигналов, № 1



тел./факс: (495) 625-9241
e-mail: info@radiotec.ru
<http://www.radiotec.ru>

Синтез и анализ алгоритмов и устройств обработки сигналов

№1

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 – к.т.н., доц. **В.И. Воловач**

Синтез и анализ систем и устройств обработки сигналов

УДК 621.391

Квазиправдоподобная оценка моментов появления и исчезновения сигнала неизвестной формы

© 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

Синтезирован квазиправдоподобный алгоритм оценки моментов появления и исчезновения сигнала неизвестной формы. Найдены статистические характеристики оценок. Исследовано влияние априорного незнания формы сигнала на точность квазиправдоподобных оценок моментов появления и исчезновения при использовании опорного сигнала прямоугольной формы.

Ключевые слова: моменты появления и исчезновения, неизвестная форма сигнала, опорный сигнал, квазиправдоподобная оценка, плотность вероятности, смещение, рассеяние оценки, проигрыш в точности оценки.

Parameter estimations algorithms waveform signal with unknown moments of appearance and disappearance are considered. The characteristics of synthesized algorithms are found. Исследовано влияние априорного незнания формы сигнала на точность квазиправдоподобных оценок моментов появления и исчезновения при использовании опорного сигнала прямоугольной формы.

Keywords: moments of appearance and disappearance, unknown waveform signal, reference signal, quasilielihood estimation, the probability density, offset, variance estimation, loss in the accuracy of the estimate.

Для многих приложений теории связи, локации, навигации, управления, дистанционного измерения и зондирования является актуальной задача временной локализации сигнала, которая может быть сформулирована как задача оценки неизвестных моментов появления и исчезновения сигнала. Вопросам оценки моментов появления и исчезновения сигнала посвящено немало публикаций [1–9]. В [2, 3] исследованы оптимальные и квазиоптимальные алгоритмы оценки моментов появления и исчезновения сигнала, найдены статистические характеристики точности оценок. Оценка моментов появления и исчезновения для сигнала с неизвестной амплитудой изучены в [4], а для радиосигнала с неизвестной начальной фазой – в работе [5]. Однако во всех перечисленных работах предполагалось, что форма сигнала является априори известной, что не всегда выполняется в действительности.

Ц е л ь р а б о т ы – синтез квазиправдоподобного алгоритма оценки моментов появления и исчезновения сигнала неизвестной формы и исследование влияния априорного незнания формы сигнала на точность оценок.

Пусть на входе приемного устройства наблюдается реализация $x(t)$ аддитивной смеси сигнала

$$s(t, \theta_{01}, \theta_{02}) = \begin{cases} f(t), & \theta_{01} \leq t \leq \theta_{02}, \\ 0, & t < \theta_{01}, t > \theta_{02}, \end{cases} \quad (1)$$

и гауссовского белого шума $n(t)$ с односторонней спектральной плотностью N_0 . Здесь $f(t)$ – функция, описывающая форму сигнала, а θ_{01} и θ_{02} – моменты его появления и исчезновения соответственно, принимающие свои значения из априорных интервалов

$$\theta_{01} \in [\theta_{1\min}, \theta_{1\max}], \theta_{02} \in [\theta_{2\min}, \theta_{2\max}], \theta_{1\max} \leq \theta_{2\min}. \quad (2)$$

Положим вначале, что необходимо найти оценку момента исчезновения θ_{02} . Тогда, располагая реализацией $x(t) = s(t, \theta_{01}, \theta_{02}) + n(t)$ смеси сигнала и шума на входе приемного устройства, необходимо сформировать оценку момента исчезновения.

Будем также считать, что на приемной стороне неизвестны форма сигнала и момент его появления, в оценке которого нет необходимости. Одним из способов преодоления априорной неопределенности относительно принимаемого сигнала является применение квазиправдоподобного (КП) алгоритма оценивания [6, 10], согласно которому приемник должен для всех возможных значений момента исчезновения (2) формировать случайный процесс $L^*(\theta_2) = L^*(\theta_1^*, \theta_2)$:

$$L^*(\theta_1, \theta_2) = \frac{2}{N_0} \int_{\theta_1}^{\theta_2} [x(t) - g(t)/2] g(t) dt, \quad (3)$$

где $g(t)$ и θ_1^* – форма и момент появления ожидаемого сигнала.

КП оценка момента исчезновения определяется как положение максимума процесса $L^*(\theta_2)$:

$$\tilde{\theta}_2 = \arg \sup L^*(\theta_2). \quad (4)$$

Схема КП измерителя момента исчезновения (4) изображена на рис. 1, где К – ключ, замкнутый на отрезке времени $[\theta_1^*, \theta_{2\max}]$; И – интегратор; Э – экстрематор, определяющий положение максимума выходного сигнала интегратора на отрезке времени $t \in [\theta_{2\min}, \theta_{2\max}]$. Часть схемы на рис. 1, обведенную штриховой линией, будем называть коммутируемым интегратором (КИ).

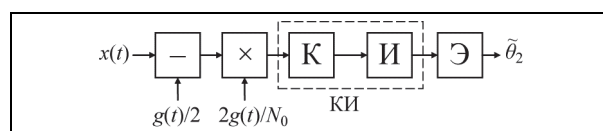


Рис. 1. Схема КП измерителя момента исчезновения

Для нахождения характеристик КП оценки (4) рассмотрим случайный процесс $L^*(\theta_2)$, который, согласно (3), является гауссовским. Следовательно, для полного статистического описания процесса $L^*(\theta_2)$ необходимо найти его математическое ожидание

$$S^*(\theta_2) = \frac{2}{N_0} \int_{\max(\theta_1^*, \theta_{01})}^{\min(\theta_2, \theta_{02})} f(t) g(t) dt - \frac{1}{N_0} \int_{\theta_1^*}^{\theta_2} g^2(t) dt \quad (5)$$

и корреляционную функцию $B^*(\theta_{12}, \theta_{22}) = \frac{2}{N_0} \int_{\theta_1^*}^{\min(\theta_{12}, \theta_{22})} g^2(t) dt$.

Будем полагать, что отношение сигнал/шум (ОСШ) на выходе приемника достаточно велико $z^2 = S^{*2}(\theta_{2m})/B^*(\theta_{2m}, \theta_{2m}) \gg 1$, где θ_{2m} – положение максимума математического ожидания (5):

$$\theta_{2m} = \arg \sup S^*(\theta_2). \quad (6)$$

Применяя далее метод локально-марковской аппроксимации [9], находим асимптотическое выражение для плотности вероятности КП оценки момента исчезновения

$$W(\theta_2) = \frac{\rho_{21}^2}{T_{\max}} \begin{cases} q_2^2 \Psi \left[\frac{\rho_{21}^2 q_2^2}{2T_{\max}} (\theta_{2m} - \theta_2), \rho_{21}^2 q_2^2 \min(\mu_2, z_0^2 / \rho_{21}^2) / 2, \rho_{21}^2 m_2 / 2, 1/q_2 \right], & \theta_2 \leq \theta_{2m}, \\ \Psi \left[\frac{\rho_{21}^2}{2T_{\max}} (\theta_2 - \theta_{2m}), \rho_{21}^2 m_2 / 2, \rho_{21}^2 q_2^2 \min(\mu_2, z_0^2 / \rho_{21}^2) / 2, q_2 \right], & \theta_2 > \theta_{2m}, \end{cases} \quad (7)$$

где

$$\Psi(y, y_1, y_2, y_3) = \frac{1}{2\sqrt{\pi}y^{3/2}} \left\{ \frac{\exp[-(y_1 - y)/4]}{\sqrt{\pi(y_1 - y)}} + \Phi \left(\sqrt{\frac{y_1 - y}{2}} \right) \right\} \times \\ \times \int_0^\infty x \exp \left\{ -\frac{(x+y)^2}{4y} \right\} \left[\Phi \left(\frac{y_2 + y_3 x}{\sqrt{2y_2}} \right) - \exp(-y_3 x) \Phi \left(\frac{y_2 - y_3 x}{\sqrt{2y_2}} \right) \right] dx; \\ \rho_{21}^2 = 2g^2(\theta_{2m})T_{\max}/N_0; \quad q_2 = 2f(\theta_{2m})/g(\theta_{2m}) - 1; \quad \mu_2 = (\theta_{2m} - \theta_{2\min})/T_{\max}; \\ m_2 = (\theta_{2\max} - \theta_{2m})/T_{\max}; \quad T_{\max} = \theta_{2\max} - \theta_{1\min}; \quad z_0^2 = 2 \int_{\theta_1^*}^{\theta_{2m}} g^2(t) dt / N_0.$$

Используя выражение (7), находим асимптотические смещение и рассеяние КП оценки

$$b = 2T_{\max} F_b \left[\rho_{21}^2 m_2 / 2, \rho_{21}^2 q_2^2 \min(\mu_2, z_0^2 / \rho_{21}^2) / 2, q_2 \right] / \rho_{21}^2 - \\ - 2T_{\max} F_b \left[\rho_{21}^2 q_2^2 \min(\mu_2, z_0^2 / \rho_{21}^2) / 2, \rho_{21}^2 m_2 / 2, 1/q_2 \right] / (\rho_{21}^2 q_2^2), \\ V = 4T_{\max}^2 F_V \left[\rho_{21}^2 m_2 / 2, \rho_{21}^2 q_2^2 \min(\mu_2, z_0^2 / \rho_{21}^2) / 2, q_2 \right] / \rho_{21}^4 + \\ + 4T_{\max}^2 F_V \left[\rho_{21}^2 q_2^2 \min(\mu_2, z_0^2 / \rho_{21}^2) / 2, \rho_{21}^2 m_2 / 2, 1/q_2 \right] / (\rho_{21}^4 q_2^4),$$

где

$$F_b(y_1, y_2, y_3) = \int_0^{y_1} x \Psi(x, y_1, y_2, y_3) dx, \quad F_V(y_1, y_2, y_3) = \int_0^{y_1} x^2 \Psi(x, y_1, y_2, y_3) dx.$$

При достаточно больших ОСШ $\rho_{21} \rightarrow \infty$, и плотность вероятности (7) приобретает вид

$$W(\mu) = \begin{cases} W_0(|\mu|, 1/q_2), & \mu \leq 0, \\ W_0(|\mu|, q_2), & \mu > 0. \end{cases} \quad (8)$$

Здесь сделан переход к новой переменной $\mu = \rho_{21}^2 q_2^2 (\theta_2 - \theta_{2m}) / 2T_{\max}$ при $\theta_2 \leq \theta_{2m}$ и $\mu = \rho_{21}^2 (\theta_2 - \theta_{2m}) / 2T_{\max}$ при $\theta_2 > \theta_{2m}$ и введено обозначение

$$W_0(x, y) = \Psi(x, \infty, \infty, y) = 1 - \Phi(\sqrt{|x|/2}) + (2y + 1) \exp[y(y + 1)|x|] \left\{ 1 - \Phi[(2y + 1)\sqrt{|x|/2}] \right\} \dots$$

С помощью выражения (8) нетрудно найти асимптотические выражения для условных смещений и рассеяний КП оценки момента исчезновения:

$$b(\tilde{\theta}_2 | \theta_{02}) = \Delta_2 + 2T_{\max} \left[q_2^3 (q_2 + 2) - (2q_2 + 1) \right] / \left[\rho_{21}^2 q_2^2 (q_2 + 1)^2 \right], \quad \Delta_2 = \theta_{2m} - \theta_{02}, \quad (9)$$

$$V(\tilde{\theta}_2 | \theta_{02}) = 8 \left[T_{\max}^2 q_2^5 (2q_2^2 + 6q_2 + 5) + (5q_2^2 + 6q_2 + 2) \right] / \left[\rho_{21}^4 q_2^4 (q_2 + 1)^3 \right] + 2\Delta_2 b(\tilde{\theta}_2 | \theta_{02}) - \Delta_2^2. \quad (10)$$

Согласно (9) и (10) эффективность КП оценки момента исчезновения (4) асимптотически не зависит от незнания момента появления сигнала. Заметим также, что при совпадении формы принимаемого и ожидаемого сигналов $q_2 = 1$, положение максимума (6) математического ожидания (5) совпадает с ис-

тинным значением момента исчезновения $\theta_{2m} = \theta_{02}$, а выражения (9), (10) принимают наиболее простой вид $b(\tilde{\theta}_2 | \theta_{02}) = 0$, $V(\tilde{\theta}_2 | \theta_{02}) = 26T_{\max}^2 / \rho_{21}^4$. Если форма и моменты исчезновения принятого и опорного сигналов одинаковы, то КП оценка (4) совпадает с оценкой максимального правдоподобия (МП) [9, 10].

Пусть теперь на приемной стороне подлежат оценке как момент исчезновения, так и момент появления, а форма сигнала (1) по-прежнему неизвестна. Для совместной оценки моментов появления и исчезновения можно применить КП алгоритм, согласно которому приемник должен формировать решающую статистику (3) для всех возможных значений моментов появления и исчезновения (2) и находить КП оценки как положения абсолютного максимума этой решающей статистики:

$$(\tilde{\theta}_1, \tilde{\theta}_2) = \arg \sup L^*(\theta_1, \theta_2).$$

Очевидно, необходимость формирования двумерного случайного поля (3) приводит к существенным трудностям в технической реализации приемника. Частично избежать этих трудностей можно, если представить случайное поле (3) в виде суммы двух статистически независимых гауссовских случайных процессов [3]

$$L_1(\theta_1) = \frac{2}{N_0} \int_{\theta_1}^{\theta} g(t)x(t)dt - \frac{1}{N_0} \int_{\theta_1}^{\theta} g^2(t)dt, \tag{11}$$

$$L_2(\theta_2) = \frac{2}{N_0} \int_{\theta}^{\theta_2} g(t)x(t)dt - \frac{1}{N_0} \int_{\theta}^{\theta_2} g^2(t)dt, \tag{12}$$

где θ – произвольная точка, принадлежащая интервалу $(\theta_{1\max}, \theta_{2\min})$.

Тогда КП оценки моментов появления и исчезновения можно искать отдельно как

$$\tilde{\theta}_1 = \arg \sup L_1(\theta_1), \quad \tilde{\theta}_2 = \arg \sup L_2(\theta_2). \tag{13}$$

В силу статистической независимости процессов (11) и (12) оценки (13) также статистически независимы.

Таким образом, приемник должен формировать два статистически независимых случайных процесса (11), (12) и находить положения их максимумов на априорных отрезках возможных значений моментов появления и исчезновения. Схема такого приемника представлена на рис. 2.

Здесь коммутируемые интеграторы КИ1 и КИ2 работают в интервалах времени $[\theta_{1\min}, \theta]$ и $[\theta, \theta_{2\max}]$ соответственно; ЛЗ – линия задержки, осуществляющая задержку сигнала на время $t = \theta - \theta_{1\min}$; Э1 и Э2 – экстрематоры, определяющие положение максимума сигнала на интервалах времени $[\theta, \theta + \theta_{1\max} - \theta_{1\min}]$ и $[\theta_{2\min}, \theta_{2\max}]$.

Пользуясь методом локально-марковской аппроксимации [9], находим асимптотические характеристики КП оценок (13) – условную плотность вероятности КП оценки момента появления

$$W_1(\theta_1) = \frac{\rho_{11}^2}{2T_{\max}} \begin{cases} \Psi\left(\frac{\rho_{11}^2}{2T_{\max}}(\theta_{1m} - \theta_1), \frac{\rho_{11}^2}{2}m_1, \frac{\rho_{11}^2 q_1^2}{2} \min(\mu_1, \nu_1), q_1\right), & \theta_1 \leq \theta_{1m}, \\ q_1^2 \Psi\left(\frac{\rho_{11}^2 q_1^2}{2T_{\max}}(\theta_1 - \theta_{1m}), \frac{\rho_{11}^2 q_1^2}{2} \min(\mu_1, \nu_1), \frac{\rho_{11}^2}{2}m_1 \frac{1}{q_1}\right), & \theta_1 > \theta_{1m}, \end{cases} \tag{14}$$

и условную плотность вероятности КП оценки момента исчезновения

$$W_2(\theta_2) = \frac{\rho_{21}^2}{2T_{\max}} \begin{cases} q_2^2 \Psi\left(\frac{\rho_{21}^2 q_2^2}{2T_{\max}}(\theta_{2m} - \theta_2), \frac{\rho_{21}^2 q_2^2}{2} \min(\mu_2, \nu_2), \frac{\rho_{21}^2}{2}m_2, \frac{1}{q_2}\right), & \theta_2 \leq \theta_{2m}, \\ \Psi\left(\frac{\rho_{21}^2}{2T_{\max}}(\theta_2 - \theta_{2m}), \frac{\rho_{21}^2}{2}m_2, \frac{\rho_{21}^2 q_2^2}{2} \min(\mu_2, \nu_2), q_2\right), & \theta_2 > \theta_{2m}, \end{cases} \tag{15}$$

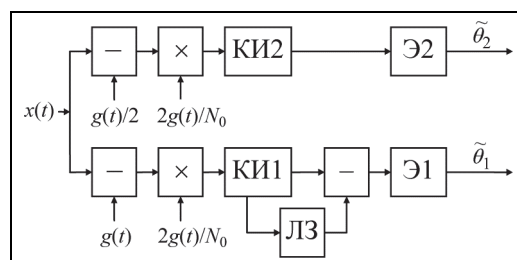


Рис. 2. Схема измерителей моментов появления и исчезновения

где $\rho_{i1}^2 = 2g^2(\theta_{im})T_{\max}/N_0$, $q_i = 2f(\theta_{im})/g(\theta_{im}) - 1$, $v_i = z_0^2/2\rho_{i1}^2$, $i = 1, 2$, $m_1 = (\theta_{1m} - \theta_{1\min})/T_{\max}$, $\mu_1 = (\theta_{1\max} - \theta_{1m})/T_{\max}$, $\mu_2 = (\theta_{2m} - \theta_{2\min})/T_{\max}$, $m_2 = (\theta_{2\max} - \theta_{2m})/T_{\max}$, $z_0^2 = 2 \int_{\theta_{1m}}^{\theta_{2m}} g^2(t) dt / N_0$, $\theta_{im} = \arg \sup \langle L_i(\theta_i) \rangle$.

При достаточно больших ОСШ $\rho_{i1} \rightarrow \infty$ ($i = 1, 2$), и плотности вероятностей (14), (15) можно представить в виде

$$W(\lambda_i) = \begin{cases} W_0(|\lambda_i|, 1/q_i), & \lambda_i \leq 0, \\ W_0(|\lambda_i|, q_i), & \lambda_i > 0. \end{cases} \quad (16)$$

Здесь сделан переход к новым переменным: $\lambda_2 = \rho_{21}^2 q_2^2 (\theta_2 - \theta_{2m}) / 2T_{\max}$ при $\theta_2 \leq \theta_{2m}$ и $\lambda_2 = \rho_{21}^2 (\theta_2 - \theta_{2m}) / 2T_{\max}$ при $\theta_2 > \theta_{2m}$, $\lambda_1 = \rho_{11}^2 q_1^2 (\theta_{1m} - \theta_1) / 2T_{\max}$ при $\theta_1 > \theta_{1m}$ и $\lambda_1 = \rho_{11}^2 (\theta_{1m} - \theta_1) / 2T_{\max}$ при $\theta_1 \leq \theta_{1m}$.

С помощью выражения (16) нетрудно найти асимптотические выражения для условных смещений и рассеяний КП оценки моментов появления и исчезновения:

$$b(\tilde{\theta}_i | \theta_{0i}) = \Delta_i + (-1)^i 2T_{\max} [q_i^3 (q_i + 2) - (2q_i + 1)] / \rho_{i1}^2 q_i^2 (q_i + 1)^2, \quad \Delta_i = \theta_{im} - \theta_{0i}, \quad (17)$$

$$V(\tilde{\theta}_i | \theta_{0i}) = 8 [T_{\max}^2 q_i^5 (2q_i^2 + 6q_i + 5) + (5q_i^2 + 6q_i + 2)] / \rho_{i1}^4 q_i^4 (q_i + 1)^3 + 2\Delta_i b(\tilde{\theta}_i | \theta_{0i}) - \Delta_i^2. \quad (18)$$

Согласно (17) и (18) КП оценки моментов появления и исчезновения (13) асимптотически независимы. Заметим также, что при совпадении формы принимаемого и ожидаемого сигналов $q_i = 1$, $\theta_{im} = \theta_{0i}$, а выражения (17), (18) принимают наиболее простой вид

$$b_0(\tilde{\theta}_i | \theta_{0i}) = 0, \quad V_0(\tilde{\theta}_i | \theta_{0i}) = 26T_{\max}^2 / \rho_{i1}^4. \quad (19)$$

При совпадении формы принятого и опорного сигналов КП оценки (13) совпадают с оценками максимального правдоподобия (МП).

В качестве примера рассмотрим оценку моментов появления и исчезновения прямоугольного импульса со скошенной вершиной:

$$f(t) = A [1 + 2(1 - \gamma_0)(t - \theta) / (1 + \gamma_0)T_{\max}] \sqrt{3 / (\gamma_0^2 + \gamma_0 + 1)} (1 + \gamma_0) / 2. \quad (20)$$

Здесь величина A – амплитуда сигнала; $\gamma_0 = f(\theta_{1\min}) / f(\theta_{2\max})$ – наклон скошенной вершины импульса; $T_{\max} = \theta_{2\max} - \theta_{1\min}$ – максимальная длительность сигнала; $\theta = (\theta_{2\max} + \theta_{1\min}) / 2$ – середина отрезка $[\theta_{1\min}, \theta_{2\max}]$.

Выберем величины $\theta_{1\min}$ и $\theta_{2\max}$ фиксированными и обозначим $k = T_{\max} / T_{\min}$, $T_{\min} = \theta_{2\min} - \theta_{1\max}$. Будем полагать, что $\theta_{1\max}$ и $\theta_{2\min}$ располагаются симметрично относительно θ , т.е. $\theta_{2\min} - \theta = \theta - \theta_{1\max}$. Тогда длины априорных интервалов моментов появления и исчезновения одинаковы, а их изменение происходит согласованно с изменением $\theta_{1\max}$ и $\theta_{2\min}$ с помощью величины k . Множитель

$\sqrt{3 / (\gamma_0^2 + \gamma_0 + 1)} (\gamma_0 + 1) / 2$ в выражении (20) необходим для того, чтобы энергия сигнала максимальной длительности $E_{\max} = \int_{\theta_{1\min}}^{\theta_{2\max}} f^2(t) dt = A^2 T_{\max}$ не зависела от наклона его скошенной вершины. Если форма

сигнала априори известна, то опорный сигнал совпадает с принимаемым $g(t) = f(t)$ и статистические характеристики МП оценок (4) определяются выражениями (19), где $\rho_{i1}^2 = 2f^2(\theta_{0i})T_{\max} / N_0$. При неиз-

вестной форме сигнала выберем опорный сигнал в виде прямоугольного импульса амплитуды A_r , т.е. $g(t) = A_r$. Тогда КП оценки моментов появления и исчезновения обладают смещением (17) и рассеянием (18). Проигрыш в точности КП оценок при несовпадении форм опорного и принимаемого сигналов будем характеризовать отношениями

$$\chi_i = \frac{V(\tilde{\theta}_i | \theta_{0i})}{V_0(\tilde{\theta}_i | \theta_{0i})}, \quad i = 1, 2. \quad (21)$$

На рис. 3 показаны графики зависимости проигрышей (21) от величины $\delta A = (A_r - A)/A$, характеризующей отличие амплитуд опорного и принимаемого сигналов. При построении кривых предполагалось $k = 10$, а истинные значения моментов появления и исчезновения были выбраны посередине своих априорных интервалов. Сплошная кривая на рис. 3 иллюстрирует зависимости проигрышей χ_1 и χ_2 при $\gamma_0 = 1$ (принимаемый сигнал имеет прямоугольную форму). Штриховой и штрих-пунктирной кривыми показаны зависимости проигрыша χ_2 КП оценки момента исчезновения для принимаемого сигнала (20) с наклоном вершины $\gamma_0 = 2$ и $\gamma_0 = 1/2$ соответственно. Штриховая кривая соответствует зависимости проигрыша χ_1 в точности КП оценки момента появления сигнала при $\gamma_0 = 1/2$ и проигрыша χ_2 в точности КП оценки момента исчезновения сигнала при $\gamma_0 = 2$. Аналогично штрих-пунктирная кривая соответствует зависимости проигрыша χ_1 в точности КП оценки момента появления сигнала при $\gamma_0 = 2$ и проигрыша χ_2 в точности КП оценки момента исчезновения сигнала при $\gamma_0 = 1/2$.

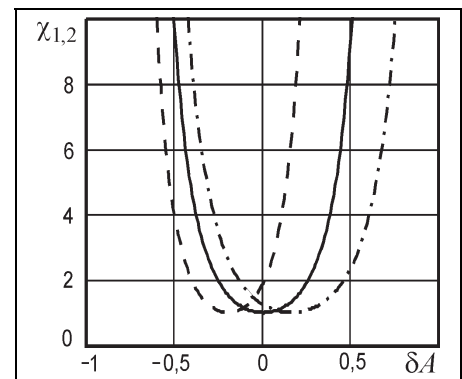


Рис. 3. Графики зависимости проигрышей КП оценки вследствие незнания формы сигнала от расстройки амплитуды δA

Как следует из рис. 3, проигрыши в точности КП оценок моментов появления и исчезновения обладают минимумами, которые равны единице и достигаются при различных сочетаниях амплитуд принимаемого и опорного сигналов. Это означает, что при удачном выборе амплитуды опорного сигнала точность КП оценок (4) может оказаться не хуже МП оценок моментов появления и исчезновения. В то же время при убывающем принимаемом сигнале минимальное значение проигрыша в точности КП оценки момента появления может быть достигнуто при $A_r > A$, а момента исчезновения – при $A_r < A$. Следовательно, для сигнала (20) увеличение точности КП оценки момента исчезновения сопровождается снижением точности КП оценки момента появления и наоборот. Неудачный выбор амплитуды опорного сигнала может привести к существенному снижению точности КП оценок моментов появления и исчезновения.

- Предложенный алгоритм позволил проанализировать влияние незнания формы сигнала на точность определения моментов появления и исчезновения сигнала. Показано, что неудачный выбор амплитуды опорного сигнала может привести к существенному снижению точности КП оценок моментов появления и исчезновения.

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

Литература.

1. Мальцев А.А., Силаев А.М. Оптимальное оценивание моментов скачкообразных изменений параметров сигналов // Радиотехника и электроника. 1989. Т. 34. № 5 С. 1024–1033.
2. Трифонов А.П., Корчагин Ю.Э. Оптимальный прием сигнала с неизвестными моментами появления и исчезновения // Проблемы передачи информации. 2001. Т. 37. № 1. С. 52–71.
3. Трифонов А.П., Корчагин Ю.Э. Точные формулы для расчета характеристик приема сигнала с неизвестными моментами появления и исчезновения // Проблемы передачи информации. 2009. Т. 45. № 2. С. 91–100.

4. Трифонов А.П., Корчагин Ю.Э., Кондратович П.А. Оценка моментов появления и исчезновения сигнала с неизвестной амплитудой // Известия ВУЗов. Радиофизика. 2012. Т. 55. № 6. С. 455–471.
5. Trifonov A.P., Korchagin Yu. E., Trifonov M.V., Chernoyarov O.V. Estimate of the Moments of Appearance and Disappearance of a Radio Signal with Unknown Initial Phase // Wulfenia journal. (Klagenfurt. Austria). 2015. V. 22. № 9. P. 105–116.
6. Трифонов А.П. Разрывные модели сигналов и оценка их параметров // Прикладная теория случайных процессов и полей. Ульяновск. УлГТУ. 1995. С. 164–214.
7. Трифонов А.П., Бутейко В.К. Совместная оценка двух параметров разрывного сигнала на фоне белого шума // Радиотехника и электроника 1989. Т. 34. № 11. С. 2323–2330.
8. Трифонов А.П., Парфенов В.И., Мишин Д.В. Оптимальный прием сигнала с неизвестной длительностью на фоне белого шума // Изв ВУЗов. Радиофизика. 1997. Т. 60. № 12. С. 1531–1541.
9. Трифонов А.П., Шинаков Ю.С. Совместное различение сигналов и оценка их параметров на фоне помех. М.: Радио и связь. 1986. 264 с.
10. Куликов Е.И., Трифонов А.П. Оценка параметров сигналов на фоне помех. М.: Сов. радио. 1978. 296 с.

Поступила 15 января 2016 г.

Quasilielihood estimations the waveform signal appearance and disappearance moments

© 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

In this paper we considered the synthesis and the analysis of the estimation algorithm of the moments of appearance and disappearance of a signal with a priori unknown form. In particular, we studied the quasi-likelihood estimation algorithm where the reference signal of some expected form are used instead of the unknown received signal form, and, in general, the forms of reference and received signals can be different. We also introduced the estimation algorithm of the moment of disappearance when the moment of signal appearance is unknown. Here instead of the unknown moment of signal appearance its some expected value from area of possible values was used.

Analyzing the synthesized algorithms by the local Markov approximation method, we found the asymptotically exact (with increasing a signal-to-noise ratio) expressions for estimates statistics, such as probability densities, biases and variances. The obtained expressions allow us to study the influence of prior ignorance of the signal form on accuracy of estimates of the moments of appearance and disappearance.

As an example, we considered the estimates of the moments of appearance and disappearance of a rectangular pulse with beveled top when a rectangular pulse with flat top is used as a reference signal. We shown that varying the reference signal amplitude we can increase the estimate accuracy of one parameter (for example, the moment of appearance) while deteriorating the estimate accuracy of another parameter (the moment of disappearance). We drawn conclusions by the obtained results.

References

1. Mal'czev A.A., Silaev A.M. Optimal'noe ocenivanie momentov skachkoobrazny'x izmenenij parametrov signalov // Radiotekhnika i elektronika. 1989. Т. 34. № 5 S. 1024–1033.
2. Trifonov A.P., Korchagin Yu.E'. Optimal'ny'j priem signala s neizvestny'mi momentami poyavleniya i ischeznoeniya // Problemy' peredachi informaczii. 2001. Т. 37. № 1. S. 52–71.
3. Trifonov A.P., Korchagin Yu.E'. Tochny'e formuly' dlya rascheta karakteristik priema signala s neizvestny'mi momentami poyavleniya i ischeznoeniya // Problemy' peredachi informaczii. 2009. Т. 45. № 2. S. 91–100.
4. Trifonov A.P., Korchagin Yu.E', Kondratovich P.A. Ocenka momentov poyavleniya i ischeznoeniya signala s neizvestnoj amplitudoj // Izvestiya VUZov. Radiofizika. 2012. Т. 55. № 6. S. 455–471.
5. Trifonov A.P., Korchagin Yu. E., Trifonov M.V., Chernoyarov O.V. Estimate of the Moments of Appearance and Disappearance of a Radio Signal with Unknown Initial Phase // Wulfenia journal. (Klagenfurt. Austria). 2015. V. 22. № 9. P. 105–116.
6. Trifonov A.P. Razryvny'e modeli signalov i ocenka ix parametrov // Prikladnaya teoriya sluchajny'x prozessov i polej. Ul'yanovsk. UIGTU. 1995. S. 164–214.
7. Trifonov A.P., Butejko V.K. Sovmestnaya ocenka dvux parametrov razryv'nogo signala na fone belogo shuma // Radiotekhnika i elektronika 1989. Т. 34. № 11. S. 2323–2330.
8. Trifonov A.P., Parfenov V.I., Mishin D.V. Optimal'ny'j priem signala s neizvestnoj dlitel'nost'yu na fone belogo shuma // Izv VUZov. Radiofizika. 1997. Т. 60. № 12. S. 1531–1541.
9. Trifonov A.P., Shinaikov Yu.S. Sovmestnoe razlichenie signalov i ocenka ix parametrov na fone pomex. М.: Radio i svyaz'. 1986. 264 с.
10. Kulikov E.I., Trifonov A.P. Ocenka parametrov signalov na fone pomex. М.: Sov. radio. 1978. 296 с.