УДК 621.321

ОДНОПОРОГОВЫЙ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНЫЙ АЛГОРИТМ ОБНАРУЖЕНИЯ СИГНАЛА С НЕИЗВЕСТНЫМИ АМПЛИТУДОЙ И ДЛИТЕЛЬНОСТЬЮ

Ю. Э. Корчагин

Воронежский госуниверситет, г. Воронеж, Россия

Выполнен синтез порогового алгоритма обнаружения сигнала произвольной формы с неизвестными длительностью и амплитудой, наблюдаемого на фоне аддитивного гауссовского белого шума. Показана возможность сокращения времени принятия решения по сравнению с максимально правдоподобным алгоритмом обнаружения. Выполнен анализ синтезированного алгоритма в предположении достаточно больших отношений сигнал/шум. Найдены асимптотические выражения для вероятностей ошибок обнаружения. Результаты конкретизированы для импульса с линейным временны́м профилем.

ВВЕДЕНИЕ

В практических приложениях теории связи и локации актуальна задача обнаружения сигнала с неизвестной длительностью. В работах [1–5] исследованы алгоритмы обнаружения сигнала с неизвестной длительностью, а в работе [6] — с неизвестными длительностью и амплитудой на фоне белого шума. Однако синтезированные оптимальные и квазиоптимальные алгоритмы обнаружения сигнала приводят к необходимости анализа принятой реализации на всём априорном интервале возможных значений длительности сигнала. В работе [7] на примере задачи обнаружения и оценки момента скачкообразного изменения интенсивности пуассоновского потока показано, что сократить время принятия решения без потери качества обнаружения позволяет использование порогового алгоритма. Однопороговый последовательный алгоритм обнаружения сигнала с неизвестной длительностью исследован в работе [8]. Поскольку в ряде практических приложений неизвестной оказывается мощность принимаемого сигнала, целесообразно рассмотреть однопороговый последовательный алгоритм обнаружения сигнала с неизвестными длительностью и амплитудой. В данной работе выполнен синтез и анализ порогового алгоритма обнаружения сигнала произвольной формы с неизвестными длительностью и амплитудой.

Пусть подлежит обнаружению сигнал

$$s(t,a,\tau)=\begin{cases} af(t), & 0\le t\le\tau;\\ 0, & t<0,\quad t>\tau,\end{cases} \tag{1}$$

наблюдаемый в течение интервала времени $[0,T_{\rm m}]$ на фоне аддитивного гауссовского белого шума $n(t)$ с односторонней спектральной плотностью N_0. Здесь $f(t)$ — функция, описывающая форму сигнала, а длительность сигнала τ принимает значения из априорного интервала

$$\tau\in[T_1,T_2]. \tag{2}$$

Сформулируем задачу в терминах теории проверки статистических гипотез. Подлежит проверке простая гипотеза H_0: $\xi(t)=n(t)$ — сигнал отсутствует в наблюдаемой реализации $\xi(t)$, против сложной альтернативы H_1: $\xi(t)=s(t,a_0,\tau_0)+n(t)$ — сигнал присутствует. Индекс нуль здесь и далее означает истинное значение соответствующего параметра. По наблюдаемой реализации $\xi(t)$ необходимо вынести решение в пользу одной из гипотез.

1. СИНТЕЗ ОДНОПОРОГОВОГО АЛГОРИТМА ОБНАРУЖЕНИЯ

Для синтеза алгоритма обнаружения воспользуемся методом максимального правдоподобия [9, 10], согласно которому решение о наличии или отсутствии сигнала принимается на основе сравнения с порогом абсолютного (наибольшего) максимума логарифма функционала отношения правдоподобия (ФОП). При неизвестных длительности и амплитуде логарифм ФОП зависит от двух неизвестных параметров [9, 10]:

$$L(a,\tau) = \frac{2a}{N_0}\int\limits_0^{\tau} f(t)\,[\xi(t) - af(t)/2]\,\mathrm{d}t.$$

Величину максимума логарифма ФОП $L = \sup_{a,\tau} L(a,\tau)$ можно найти с помощью его последовательной максимизации сначала по амплитуде, затем по длительности:

$$L = \sup_{\tau} L(\tau), \qquad L(\tau) = \sup_{a} L(a,\tau).$$

Выполняя аналогично [6] максимизацию логарифма ФОП по переменной a, получаем

$$L(\tau) = \sup_{a} L(a,\tau) = \frac{1}{N_0}\left(\int\limits_0^{\tau} \xi(t)f(t)\,\mathrm{d}t\right)^2 \Bigg/ \int\limits_0^{\tau} f^2(t)\,\mathrm{d}t. \tag{3}$$

Приёмное устройство формирует логарифм ФОП (3) для всех возможных значений длительности из априорного интервала (2) и находит величину его наибольшего максимума. В результате сравнения величины максимума с порогом h выносится решение о наличии или отсутствии сигнала. Значение порога h определяется выбранным критерием оптимальности.

Если требуется уменьшить время принятия решения, то можно аналогично [8] использовать пороговый алгоритм, согласно которому анализ решающей статистики (3) начинается в момент времени T_1 и прекращается либо в момент $\tau' < T_2$ первого превышения ею порога h, либо в момент времени T_2, если порог не превышен. При этом время принятия решения не превосходит T_2 и может быть существенно уменьшено соответствующим выбором порога. Решение о наличии сигнала (1) в наблюдаемой реализации принимается, если реализация $L(\tau)$ пересекает порог h при $\tau' \in [T_1, T_2]$. В противном случае принимается решение об отсутствии сигнала. Тогда для времени принятия решения можем записать

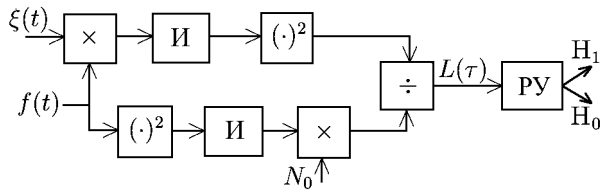

Рис. 1. Блок-схема однопорогового приёмного устройства

$$T_a = \begin{cases} T_1, & \tau' < T_1; \\ \tau', & T_1 \le \tau' \le T_2; \\ T_2, & \tau' > T_2. \end{cases}$$

Блок-схема однопорогового приёмного устройства изображена на рис. 1, где «И» обозначает интегратор на интервале времени $[0,t]$, $t \in [0,T_2]$, РУ — решающее устройство, осуществляющее сравнение выходного сигнала делителя с пороговым значением и выносящее решение в пользу одной из гипотез. В отличие от обнаружителя максимального правдоподобия, синтезированного в [6], однопороговый обнаружитель не содержит пикового детектора, а решающее устройство принимает решение и прекращает анализ входной реализации при первом достижении порога.

2. ХАРАКТЕРИСТИКИ ОБНАРУЖЕНИЯ

Важной характеристикой порогового алгоритма обнаружения является среднее время принятия решения, которое можно определить, зная статистические характеристики случайной величины τ'. Наиболее полной характеристикой времени τ' первого достижения границы h реализацией логарифма ФОП является функция распределения времени первого достижения границы. Введём обозначения: $L_j(\tau) = L(\tau \mid \mathrm{H}_j)$, T_{aj} — время принятия решения при условии справедливости гипотезы H_j, t_j — время первого достижения порога h реализацией случайного процесса $L_j(\tau)$,

$$F_j(h,T) = P\{t_j < T\}, \qquad j = 0;1 \tag{4}$$

— функция распределения времени t_j.

Найдём функции распределения (4). Для этого аналогично [6] рассмотрим вспомогательный случайный процесс

$$M(\tau) = \int\limits_0^\tau \xi(t) f(t)\,\mathrm{d}t. \tag{5}$$

Этот процесс является гауссовским с математическим ожиданием

$$S_M(\tau) = \frac{N_0 q(\tau_0)\gamma_0}{2a_0} \min\left[\frac{q(\tau)}{q(\tau_0)}, 1\right]$$

и корреляционной функцией

$$K_M(\tau_1,\tau_2) = \frac{N_0^2 q(\tau_0)}{4a_0^2} \min\left[\frac{q(\tau_1)}{q(\tau_0)}, \frac{q(\tau_2)}{q(\tau_0)}\right],$$

где

$$q(\tau) = \frac{2a_0^2}{N_0} \int\limits_0^\tau f^2(\tau)\,\mathrm{d}t \tag{6}$$

— отношение сигнал/шум на выходе приёмника максимального правдоподобия для сигнала с длительностью τ.

Перейдём в (5) к новой переменной $l = q(\tau)/q(\tau_0)$, $l \in [L_1, L_2]$, где границы $L_1 = q(T_1)/q(\tau_0)$, $L_2 = q(T_2)/q(\tau_0)$. Тогда для случайного процесса (5) как функции переменной l при справедливости гипотезы H_j можно записать

$$M(\tau) = M[\tau(l)] \equiv \chi(l) = \frac{N_0 q(\tau_0)}{2a_0}\left[j\min(l,1) + \frac{\omega(l)}{\sqrt{q(\tau_0)}}\right].$$

Здесь $\tau(l)$ определяется из решения уравнения $q(\tau)/q(\tau_0) = l$, а $\omega(l)$ — стандартный винеровский процесс. Используя случайный процесс (5), представим решающую статистику (3) как функцию переменной l в виде

$$L_j(l) = z_0^2\,\frac{[j\min(l,1) + \omega(l)/z_0]^2}{2l},$$

где $z_0^2 = q(\tau_0)$ — отношение сигнал/шум на выходе приёмника для принятого сигнала.

Вероятность $F_j(h,T)$ достижения границы можно выразить через вероятность

$$G_j(h,T) = P\left\{\underset{T_1\le\tau\le T}{L_j(\tau) < h}\right\}, \qquad j = 0;1 \tag{7}$$

недостижения процессом $L_j(\tau)$ границы h к моменту времени T:

$$F_j(h,T) = 1 - G_j(h,T). \tag{8}$$

Найдём сначала вероятность (7) при отсутствии сигнала в принятой реализации ($j = 0$). Она представляет собой вероятность недостижения границы h случайным процессом

$$L_0(l) = \left[\omega(l)/\sqrt{l}\right]^2 \Big/ 2. \tag{9}$$

Асимптотическое выражение для искомой вероятности получено в работе [6]:

$$G_0(h,T) \approx \begin{cases} (L_1/L_2)^{\sqrt{h/\pi}\,\exp(-h)}, & h \geq 1/2; \\ 0, & h < 1/2. \end{cases}$$

Отсюда находим приближённое выражение для функции распределения (4) при $j = 0$:

$$F_0(h,T) \approx \begin{cases} 1 - \left(\int\limits_0^{T_1} f^2(t)\,\mathrm{d}t \Big/ \int\limits_0^{T} f^2(t)\,\mathrm{d}t \right)^{\sqrt{h/\pi}\,\exp(-h)}, & h \geq 1/2; \\ 1, & h < 1/2. \end{cases} \tag{10}$$

Точность этой формулы возрастает с увеличением порога h и отношения L_2/L_1.

Найдём теперь вероятность (7), а также функцию распределения времени первого достижения границы (4) при наличии сигнала в принятой реализации ($j = 1$). Для этого воспользуемся результатами работы [6], в которой показано, что при достаточно больши́х отношениях сигнал/шум после замены переменных $\lambda = q(\tau)$, $\lambda \in [\Lambda_1, \Lambda_2]$ логарифм ФОП (3) можно приближённо представить в виде

$$L_1(\tau) = L_1[\tau(\lambda)] = \mu_1(\lambda) = \frac{\min^2(\lambda,\lambda_0)}{2\lambda} + \frac{\min(\lambda,\lambda_0)}{\lambda}\,\omega(\lambda). \tag{11}$$

Решающую статистику (11) в окрестности точки $\lambda = \lambda_0$ при больши́х отношениях сигнал/шум аналогично [6] будем аппроксимировать на всём интервале возможных значений параметра $\lambda \in$ $\in [\Lambda_1, \Lambda_2]$ гауссовским марковским случайным процессом $\mu_1(\lambda)$ с коэффициентом сноса

$$k_1(\lambda) = \begin{cases} 1/2, & \lambda < \lambda_0; \\ -1/2, & \lambda \geq \lambda_0 \end{cases}$$

и коэффициентом диффузии $k_2(\lambda) = 1$.

Вероятность (7) непревышения порога h случайным процессом $L_1(\tau)$ связана с вероятностью непревышения порога h случайным процессом $\mu_1(\lambda)$ соотношением

$$G_1[h, q(\tau)] = G_{1\mu}(h,\Lambda),$$

$$G_{1\mu}(h,\Lambda) = P\{-\infty < \mu_1(\lambda) < h,\ \lambda \in [\Lambda_1, \Lambda]\}. \tag{12}$$

Введём вспомогательный случайный процесс $y(\lambda) = h - \mu_1(\lambda)$, который является гауссовским марковским процессом с коэффициентом сноса

$$k_1(\lambda) = \begin{cases} -1/2, & \lambda < \lambda_0; \\ 1/2, & \lambda \geq \lambda_0, \end{cases} \tag{13}$$

и коэффициентом диффузии $k_2(\lambda) = 1$. Вероятность (12) выразим через вероятность недостижения границ $y = 0$ и $y = +\infty$ марковским случайным процессом $y(\lambda)$ на отрезке $\lambda \in [\Lambda_1, \Lambda]$:

$$G_{1\mu}(h, \Lambda) = \{y(\lambda) > 0,\ \lambda \in [\Lambda_1, \Lambda]\}.$$

Согласно [11] для искомой вероятности можно записать

$$G_{1\mu}(h, \Lambda) = \int\limits_0^\infty W(y, \Lambda)\,\mathrm{d}y. \tag{14}$$

Здесь $W(y, \lambda)$ — решение уравнения Фоккера—Планка—Колмогорова [11]

$$\frac{\partial W(y,\lambda)}{\partial \lambda} + \frac{\partial}{\partial y}\left[k_1 W(y,\lambda)\right] - \frac{1}{2}\,\frac{\partial^2}{\partial y^2}\left[k_2 W(y,\lambda)\right] = 0 \tag{15}$$

при граничных условиях $W(y = 0, \lambda) = W(y = \infty, \lambda) = 0$ и начальном условии

$$W(y, \lambda = \Lambda_1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\Lambda_1}} \exp\left[-\frac{(y - h + \Lambda_1/2)^2}{2\Lambda_1}\right].$$

Применяя метод отражения с переменой знака [11], находим решение уравнения (15) с коэффициентами (13) отдельно для случаев $\lambda \in [\Lambda_1, \lambda_0]$ и $\lambda \in [\lambda_0, \Lambda_2]$. Подставляя найденные решения в формулу (14), а затем (14) в (8), получаем выражение для функции распределения времени первого достижения границы в виде

$$F_1(h, T) = 1 - \frac{1}{\sqrt{2\pi\Lambda_1}} \int\limits_0^\infty \exp\left[-\frac{(\xi - h + \Lambda_1/2)^2}{2\Lambda_1}\right] \left\{\Phi\left(\frac{\xi}{\sqrt{\Lambda - \Lambda_1}} - \frac{\sqrt{\Lambda - \Lambda_1}}{2}\right) - \right.$$
$$\left. - \exp(\xi)\Phi\left(-\frac{\xi}{\sqrt{\Lambda - \Lambda_1}} - \frac{\sqrt{\Lambda - \Lambda_1}}{2}\right)\right\} \mathrm{d}\xi, \qquad \Lambda \le \lambda_0; \tag{16}$$

$$F_1(h, T) = 1 - \int\limits_0^\infty \exp\left[-\frac{(\xi + \lambda_0/2)^2 + h^2 - h\lambda_0}{2\lambda_0}\right] \left[\Phi\left(\frac{\sqrt{\Lambda - \lambda_0}}{2} + \frac{\xi}{\sqrt{\Lambda - \lambda_0}}\right) - \right.$$
$$\left. - \exp(-\xi)\Phi\left(\frac{\sqrt{\Lambda - \lambda_0}}{2} - \frac{\xi}{\sqrt{\Lambda - \lambda_0}}\right)\right] \left\{\Phi\left(h\sqrt{\frac{\lambda_0 - \Lambda_1}{\lambda_0\Lambda_1}} + \xi\sqrt{\frac{\Lambda_1}{\lambda_0\,(\lambda_0 - \Lambda_1)}}\right) \times \right.$$
$$\left. \times \exp\left(\frac{h\xi}{\lambda_0}\right) - \Phi\left(h\sqrt{\frac{\lambda_0 - \Lambda_1}{\lambda_0\Lambda_1}} - \xi\sqrt{\frac{\Lambda_1}{\lambda_0\,(\lambda_0 - \Lambda_1)}}\right) \exp\left(-\frac{h\xi}{\lambda_0}\right)\right\} \frac{\mathrm{d}\xi}{\sqrt{2\pi\lambda_0}}, \qquad \Lambda > \lambda_0, \tag{17}$$

где $\Lambda = q(T)$, а $\Phi(x) = \int_{-\infty}^{x} \exp(-t^2/2)\,\mathrm{d}t/\sqrt{2\pi}$ — интеграл вероятности.

Функции (10), (17) позволяют найти вероятности ошибок обнаружения: вероятность ложной тревоги

$$\alpha(h, T_2) = P\{t_0 < T_2\} = F_0(h, T_2) \tag{18}$$

и вероятность пропуска сигнала

$$\beta(h, T_2) = P\{t_1 > T_2\} = 1 - F_1(h, T_2). \tag{19}$$

Подставляя функции распределения (10) и (17) в формулы (18) и (19) соответственно, получаем выражения для вероятностей ложной тревоги:

$$\alpha(h) \approx \begin{cases} 1 - \left(\int\limits_0^{T_1} f^2(t)\,\mathrm{d}t \Big/ \int\limits_0^{T_2} f^2(t)\,\mathrm{d}t \right)^{\sqrt{h/\pi}\exp(-h)}, & h \geq 1/2, \\ 1, & h < 1/2 \end{cases}$$

и пропуска сигнала:

$$\beta(h) \approx \frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda_0}} \int\limits_0^{\infty} \exp\left[-\frac{(\xi+\lambda_0/2)^2 + h^2 - h\lambda_0}{2\lambda_0} \right] \left[\Phi\left(\frac{\sqrt{\Lambda_2-\lambda_0}}{2} + \frac{\xi}{\sqrt{\Lambda_2-\lambda_0}} \right) - \right.$$
$$\left. - \exp(-\xi)\Phi\left(\frac{\sqrt{\Lambda_2-\lambda_0}}{2} - \frac{\xi}{\sqrt{\Lambda_2-\lambda_0}} \right) \right] \left\{ \Phi\left(h\sqrt{\frac{\lambda_0-\Lambda_1}{\lambda_0\Lambda_1}} + \xi\sqrt{\frac{\Lambda_1}{\lambda_0(\lambda_0-\Lambda_1)}} \right) \exp\left(\frac{h\xi}{\lambda_0} \right) - \right.$$
$$\left. -\Phi\left(h\sqrt{\frac{\lambda_0-\Lambda_1}{\lambda_0\Lambda_1}} - \xi\sqrt{\frac{\Lambda_1}{\lambda_0\,(\lambda_0-\Lambda_1)}} \right) \exp\left(-\frac{h\xi}{\lambda_0} \right) \right\} \mathrm{d}\xi.$$

Полученные значения вероятностей ложной тревоги и пропуска сигнала для порогового алгоритма совпадают с аналогичными вероятностями для максимально правдоподобного алгоритма обнаружения, рассмотренного в [6], а вероятность пропуска сигнала асимптотически совпадает также с вероятностью пропуска при использовании максимально правдоподобного алгоритма обнаружения сигнала с известной амплитудой [4].

Используя выражения (10), (16), (17) находим среднее время принятия решения однопороговым алгоритмом

$$\langle T_{aj} \rangle = T_1 P\{t_j < T_1\} + \langle t_j \rangle + T_2 P\{t_j > T_2\} = T_1 + \int\limits_{T_1}^{T_2} [1 - F_j(h,T)]\,\mathrm{d}T.$$

Выигрыш во времени принятия решения пороговым алгоритмом по сравнению с алгоритмом максимального правдоподобия будем характеризовать величинами относительного времени принятия решения

$$\chi_j = \langle T_{aj} \rangle / T_2, \tag{20}$$

которые показывают, насколько сокращается время принятия решения пороговым алгоритмом обнаружения по сравнению с временем T_2, требуемым для принятия решения алгоритмом максимального правдоподобия.

В качестве примера конкретизируем полученные выражения для импульса с линейным временны́м профилем. Функцию, описывающую форму импульса, запишем в виде

$$f(t) = [1 + bt/T_2] \Big/ \sqrt{1 + b + b^2/3}\,. \tag{21}$$

Параметр b характеризует наклон линейного профиля. Множитель $(1 + b + b^2/3)^{-1/2}$ введён для того, чтобы энергия сигнала максимальной длительности

$$E = a^2 \int\limits_0^{T_2} f^2(t)\,\mathrm{d}t = a^2 \int\limits_0^{T_2} \frac{[1 + bt/T_2]^2}{1 + b + b^2/3}\,\mathrm{d}t = a^2 T_2$$

не зависела от наклона линейного профиля импульса, что даёт возможность сравнивать эффективность обнаружения сигналов с разным наклоном линейного временно́го профиля, но одинаковой энергией.

Вычислим функцию (6) применительно к сигналу (21):

$$q(\tau) = \lambda = \frac{2a_0^2\tau}{N_0}\,\frac{1 + b\tau/T_2 + b^2\tau^2/(3T_2^2)}{1 + b + b^2/3}\,.$$

Введём нормированную длительность $\eta = \tau/T_2$, $\eta \in [1/\kappa, 1]$, где $\kappa = T_2/T_1$ — динамический диапазон возможных значений длительности. Находим далее параметры

$$\Lambda_1 = q(T_1) = \frac{z_r^2}{\kappa}\,\frac{1 + b/\kappa + b^2/(3\kappa^2)}{1 + b + b^2/3}\,; \qquad \lambda_0 = q(\tau_0) = z_0^2 = z_r^2\eta_0\,\frac{1 + b\eta_0 + b^2\eta_0^2/3}{1 + b + b^2/3}\,;$$
$$\Lambda_2 = q(T_2) = z_r^2.$$

Здесь $\eta_0 = \tau_0/T_2$, $z_r^2 = 2a_0^2T_2/N_0$ — отношение сигнал/шум на выходе приёмника максимального правдоподобия для прямоугольного импульса с амплитудой a_0 и длительностью T_2.

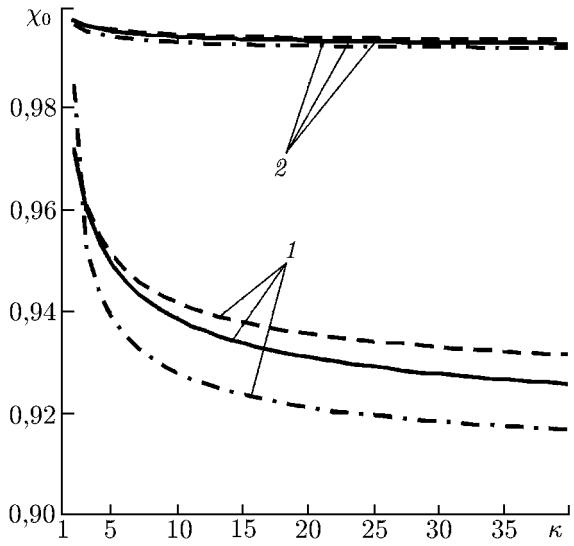

Рис. 2. Относительное время принятия решения при отсутствии сигнала

Для определения величины порога будем использовать критерий Неймана—Пирсона, согласно которому порог h_p выбирается из условия $\alpha(h_p) = p$, где p — заданная величина. Вместо коэффициента b наклон скошенной вершины импульса можно охарактеризовать более наглядным параметром $d = f(T_2)/f(0) = 1 + b$.

На рис. 2 изображены зависимости величины χ_0 (20), характеризующей выигрыш порогового алгоритма во времени принятия решения, от параметра κ для импульса с линейным временны́м профилем (21). При построении кривых *1* предполагалось $p = 10^{-1}$, а кривых *2* — $p = 10^{-2}$. Сплошные кривые соответствуют прямоугольному импульсу ($d = 1$), штриховые — возрастающему импульсу ($d = 10$), штрих-пунктирные — убывающему импульсу ($d = 0{,}1$). Как видно из рис. 2, с ростом динамического диапазона возможных значений длительности уменьшается относительное среднее время принятия решения. Для убывающего импульса применение однопорогового алгоритма приводит к большему снижению относительного времени принятия решения, чем для прямоугольного и возрастающего импульса.

На рис. 3 и 4 представлены зависимости величины χ_1 (20), характеризующей выигрыш порогового алгоритма во времени принятия решения, от параметра κ при наличии сигнала в принятой реализации. Сплошные линии рассчитаны для вероятности ложной тревоги $p = 10^{-2}$, а штриховые — для $p = 10^{-1}$. Зависимости на рис. 3 построены для возрастающего импульса ($d = 10$) и разных отношений сигнал/шум. Кривые *1*, *2* и *3* на рис. 3 построены при отношении сигнал/шум $z_r = 5$, $z_r = 10$ и $z_r = 20$ соответственно. Зависимости на рис. 4 построены при одинаковом отношении сигнал/шум $z_r = 10$ и разных наклонах линейного профиля импульса. Кривые *1* на рис. 4 соответствуют прямоугольному импульсу ($d = 1$), кривые *2* — убывающему импульсу ($d = 0{,}1$), а кривые *3* — возрастающему импульсу ($d = 10$).

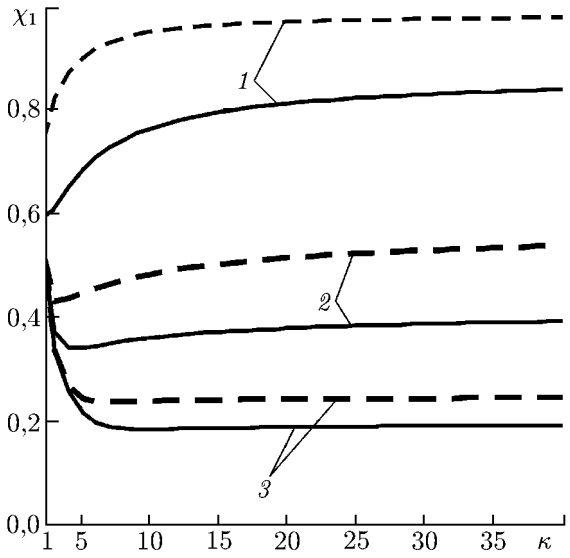

Рис. 3. Относительное время принятия решения при наличии сигнала и разных отношениях сигнал/шум

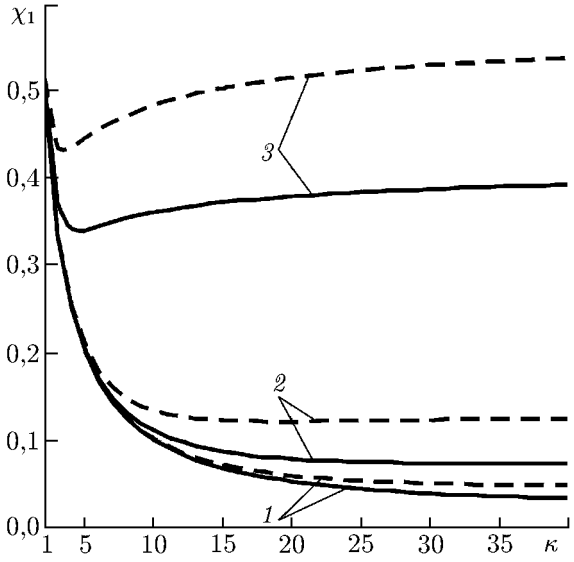

Рис. 4. Относительное время принятия решения при наличии сигнала и разном наклоне вершины импульса

Как видно из рис. 3 и 4 выигрыш во времени приятия решения возрастает с ростом отношения сигнал/шум. При малых отношениях сигнал/шум среднее время принятия решения почти не отличается от времени принятия решения максимально правдоподобным алгоритмом обнаружения. Выигрыш во времени принятия решения существенно зависит от наклона линейного временно́го профиля. Наибольший выигрыш наблюдается при использовании прямоугольного импульса.

3. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Применение однопорогового последовательного алгоритма обнаружения сигнала с неизвестными амплитудой и длительностью позволяет заметно сократить среднее время принятия решения по сравнению с алгоритмом максимального правдоподобия. При этом предложенный пороговый и максимально правдоподобный алгоритмы обеспечивают одинаковое качество обнаружения сигнала с неизвестными амплитудой и длительностью. Среднее время принятия решения однопороговым алгоритмом зависит от формы сигнала и динамического диапазона изменения неизвестной длительности вследствие нелинейности алгоритма.

Автор выражает благодарность профессору А. П. Трифонову за полезное обсуждение результатов данной работы.

Работа выполнена при поддержке РФФИ (проект 13–01–97504).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Трифонов А. П. // Радиотехника и электроника. 1977. Т. 22, № 1. С. 90.
2. Трифонов А. П., Шинаков Ю. С. Совместное различение сигналов и оценка их параметров на фоне помех. М.: Радио и связь, 1986.
3. Мальцев А. А., Силаев А. М. // Радиотехника и электроника. 1987. Т. 32, № 6. С. 1 241.
4. Трифонов А. П., Корчагин Ю. Э. // Изв. вузов. Радиофизика. 2002. Т. 45, № 7. С. 625.

5. Трифонов А. П., Беспалова М. Б., Корчагин Ю. Э. // Изв. вузов. Радиофизика. 2006. Т. 49, № 6. С. 525.
6. Трифонов А. П., Корчагин Ю. Э., Кондратович П. А. // Изв. вузов. Радиофизика. 2011. Т. 54, № 5. С. 391.
7. Галун С. А., Трифонов А. П. // Автоматика и телемеханика. 1982. № 6. С. 95.
8. Корчагин Ю. Э. // Физика волновых процессов и радиотехнические системы. 2003. № 2. С. 53.
9. Тихонов В. И. Оптимальный приём сигналов. М.: Радио и связь, 1983.
10. Теория обнаружения сигналов. М.: Радио и связь, 1984.
11. Тихонов В. И., Миронов М. А. Марковские процессы. М.: Радио и связь, 1977.

Поступила в редакцию 26 декабря 2012 г.; принята в печать 15 января 2013 г.

SINGLE-THRESHOLD SERIAL ALGORITHM FOR DETECTING SIGNALS WITH UNKNOWN AMPLITUDES AND DURATIONS

Yu. E. Korchagin

The threshold algorithm for detecting an arbitrary-shaped signal with unknown amplitude and duration, which is observed against a background of additive Gaussian white noise, is synthesized. The possibility of reducing the decision-making time compared with the maximum-likely detection algorithm is demonstrated. The synthesized algorithm is analyzed on the assumption of sufficiently large signal-to-noise ratios. Asymptotic expressions for the detection-error probabilities are obtained. The results are specified for a pulse with a linear time profile.