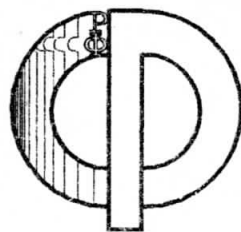


171

ISSN 0021-3462

ИЗВЕСТИЯ ВЫСШИХ УЧЕБНЫХ ЗАВЕДЕНИЙ



# РАДИОФИЗИКА

1997

ТОМ 40

12

ИЗДАНИЕ НИЖЕГОРОДСКОГО УНИВЕРСИТЕТА  
И НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКОГО  
РАДИОФИЗИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА

УДК 621.391

## ОПТИМАЛЬНЫЙ ПРИЁМ СИГНАЛА С НЕИЗВЕСТНОЙ ДЛИТЕЛЬНОСТЬЮ НА ФОНЕ БЕЛОГО ШУМА

*А. П. Трифонов, В. И. Парфёнов, Д. В. Мишин*

Получен алгоритм оптимального (байесовского) обнаружения и измерения длительности прямоугольного импульса, наблюдаемого на фоне белого гауссовского шума. В результате моделирования на ЭВМ синтезированных алгоритмов определены потенциальные характеристики приёма.

### В В Е Д Е Н И Е

Задача приёма прямоугольного видеоимпульса с неизвестной длительностью на фоне гауссовского белого шума рассмотрена в [1, 2 и др.]. Показано, что полезный сигнал в этом случае является разрывным по неизвестному параметру, выполнен синтез максимально правдоподобных (МП) обнаружителя и измерителя длительности импульса. Найдены точные выражения для характеристик приёма такого сигнала. Однако известно [2–4], что применение байесовского подхода в задачах обработки сигнала может обеспечить более высокую эффективность, чем МП алгоритмы. Так, например, в [3] рассмотрен байесовский алгоритм приёма импульсного сигнала со случайными временем прихода и амплитудой, и показана его достаточно высокая эффективность. В связи с этим представляет интерес задача синтеза и анализа характеристик байесовских обнаружителя и измерителя длительности импульса. Ниже показано, что в рамках байесовского подхода [2–4] можно получить простые алгоритмы и обнаружения сигнала с неизвестной длительностью, и оценивания его длительности.

### 1. ОБНАРУЖЕНИЕ ПРЯМОУГОЛЬНОГО ИМПУЛЬСА С НЕИЗВЕСТНОЙ ДЛИТЕЛЬНОСТЬЮ

Рассмотрим задачу обнаружения прямоугольного импульса

$$s(t, \tau_0) = \begin{cases} a, & 0 \leq t \leq \tau_0, \\ 0, & t < 0, t > \tau_0, \end{cases} \quad (1)$$

*А. П. Трифонов, В. И. Парфёнов, Д. В. Мишин*

1531

наблюдаемого в течение интервала времени  $[0; T]$  на фоне аддитивного гауссовского белого шума  $n(t)$  с односторонней спектральной плотностью  $N_0$ . Здесь длительность импульса  $\tau \in [T_1; T_2]$  предполагается случайной величиной с априорной плотностью вероятности  $W(\tau)$ , причём  $T_2 \leq T$ . Реализация наблюдаемых данных при этом запишется в виде  $x(t) = \gamma_0 s(t, \tau_0) + n(t)$ . Индекс "0" здесь и далее означает истинное значение соответствующего параметра. Параметр  $\gamma_0$  — дискретный и принимает два значения:  $\gamma_0 = 0$  (в наблюдаемой реализации сигнал отсутствует) и  $\gamma_0 = 1$  (в наблюдаемой реализации сигнал присутствует). Априорные вероятности отсутствия и наличия сигнала известны и равны  $p_0 = P(\gamma_0 = 0)$  и  $p_1 = P(\gamma_0 = 1) = 1 - p_0$ . По наблюдаемой реализации  $x(t)$  необходимо оптимальным образом решить, какое значение принимает параметр  $\gamma$ , т.е. определить, присутствует сигнал или нет.

Логарифм функционала отношения правдоподобия (ФОП) в этом случае будет зависеть от двух параметров  $\gamma$  и  $\tau$  и в соответствии с [1] может быть записан в виде

$$L(\gamma, \tau) = \frac{2\gamma a}{N_0} \int_0^\tau \left[ x(t) - \frac{a}{2} \right] dt. \quad (2)$$

Оценка дискретного параметра  $\gamma$  в соответствии с алгоритмом максимального правдоподобия (МП) может быть найдена как

$$\hat{\gamma} = \arg \sup_{\gamma} \{ \sup_{\tau} L(\gamma, \tau) \}.$$

Учитывая, что  $L(\gamma = 0, \tau) = 0$ , получаем, что МП алгоритм обнаружения импульса (1) заключается в сравнении с нулевым порогом величины абсолютного максимума логарифма ФОП

$$\sup_{\hat{\gamma}=0} L(\tau) \stackrel{\hat{\gamma}=1}{\geq} 0, \quad (3)$$

где

$$L(\tau) = L(\gamma = 1, \tau). \quad (4)$$

Заметим, что вместо алгоритма (3) можно использовать обобщённый МП алгоритм обнаружения [1], основанный на сравнении величины абсолютного максимума логарифма ФОП с некоторым порогом  $c$

$$\sup_{\hat{\gamma}=0} L(\tau) \stackrel{\hat{\gamma}=1}{\geq} c. \quad (5)$$

Порог  $c$  в (5) может выбираться, исходя из различных критериев оптимальности.

На рис. 1 штриховой линией выделена структурная схема МП обнаружителя прямоугольного импульса с неизвестной длительностью, где обозначено: 1 — интегратор на интервале времени  $[0; t]$ , 2 — пиковый детектор, определяющий наибольшее значение сигнала, 3 — пороговое устройство, осуществляющее сравнение выходного сигнала пикового детектора с порогом  $s$  и выносящее решение о наличии сигнала на входе обнаружителя, если порог превышен, и решение об отсутствии сигнала, если порог не превышен. Структурная схема МП обнаружителя является одноканальной по неизвестному параметру и, следовательно, достаточно легко реализуема аппаратно, что является достаточно редким исключением в задаче обнаружения сигнала с неизвестным параметром [1].

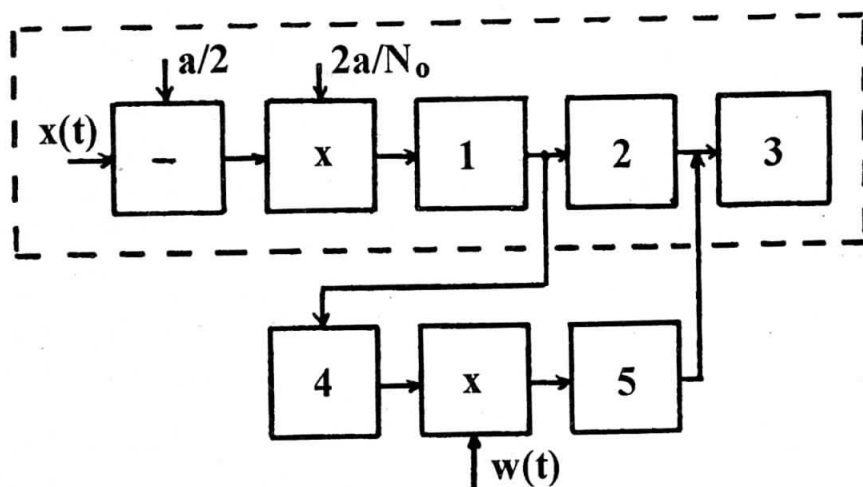


Рис. 1.

Качество обнаружения будем характеризовать средней вероятностью ошибки [1]

$$P_e = p_0\alpha + p_1\beta, \quad (6)$$

где  $\alpha$  — вероятность ошибки 1-го рода (ложной тревоги),  $\beta = \int_{T_1}^{T_2} \beta(\tau)W(\tau) d\tau$  — безусловная вероятность ошибки 2-го рода (пропуска сигнала), а  $\beta(\tau_0)$  — условная вероятность пропуска сигнала с длительностью  $\tau_0$ . В [1] найдены точные выражения для вероятностей ошибок

$$\alpha = 1 - \frac{1}{\sqrt{2\pi\eta_1}} \int_0^\infty \exp \left[ -\frac{(x - u - \eta_1 z/2)^2}{2\eta_1} \right] \times$$

$$\times \left\{ \Phi \left[ \frac{z}{2} \sqrt{1-\eta_1} + \frac{x}{\sqrt{1-\eta_1}} \right] - \exp(-xz) \Phi \left[ \frac{z}{2} \sqrt{1-\eta_1} - \frac{x}{\sqrt{1-\eta_1}} \right] \right\} dx,$$

$$\beta(\tau_0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\eta_0}} \int_0^\infty \exp \left[ -\frac{(x + \eta_0 z/2)^2 + u^2 - \eta_0 u z}{2\eta_0} \right] \left\{ \exp \left( \frac{ux}{\eta_0} \right) \times \right. \quad (7)$$

$$\times \Phi \left[ u \sqrt{\frac{\eta_0 - \eta_1}{\eta_0 \eta_1}} + x \sqrt{\frac{\eta_1}{\eta_0(\eta_0 - \eta_1)}} \right] - \exp \left( -\frac{ux}{\eta_0} \right) \Phi \left[ u \sqrt{\frac{\eta_0 - \eta_1}{\eta_0 \eta_1}} - \right. \\ \left. - x \sqrt{\frac{\eta_1}{\eta_0(\eta_0 - \eta_1)}} \right] \left\{ \Phi \left[ \frac{z}{2} \sqrt{1-\eta_0} + \frac{x}{\sqrt{1-\eta_0}} \right] - \exp(-xz) \times \right. \\ \left. \times \Phi \left[ \frac{z}{2} \sqrt{1-\eta_0} - \frac{x}{\sqrt{1-\eta_0}} \right] \right\} dx, \quad (8)$$

где  $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x \exp(-t^2/2) dt$  — интеграл вероятности,  $z^2 = 2a^2 T_2 / N_0$  —

максимальное отношение сигнал/шум,  $\eta_0 = \tau_0 / T_2$ ,  $\eta_1 = T_1 / T_2$ ,  $u = c/z$  — нормированный порог обнаружения. В качестве критерия оптимальности выберем критерий минимума средней вероятности ошибки (6) и будем находить порог  $c$ , исходя из этого критерия. Очевидно, получаемый таким образом порог  $c^* = \arg \inf P_e(c)$  будет зависеть от  $z$  и  $p_0$ . Назовём такой порог оптимальным, а соответствующий алгоритм обнаружения — МП обнаружителем с оптимизированным порогом.

Хорошо известно [1-3 и др.], что при байесовском подходе оптимальным правилом обнаружения сигнала является правило, обеспечивающее минимум среднего риска. Рассмотрим возможность применения классического байесовского подхода к обнаружению импульса (1) с неизвестной длительностью. Для синтеза байесовского алгоритма используем простую функцию потерь, у которой стоимости правильных решений принимаются нулевыми, а стоимости ошибок первого и второго рода одинаковыми, что соответствует критерию идеального наблюдателя. Тогда оптимальный (байесовский) алгоритм обнаружения импульса (1) при априорной плотности вероятности длительности  $W(\tau)$  заключается в формировании величины

$$I = \int_{T_1}^{T_2} \exp[L(\tau)] W(\tau) d\tau \quad (9)$$

и сравнении её с порогом  $p_0/p_1$ . Из сопоставления обобщённого МП алгоритма обнаружения (5) и байесовского алгоритма обнаружения (8) следует, что порог  $c$  в алгоритме (5) может быть выбран таким же, как для байесовского, т.е. равным  $\ln(p_0/p_1)$ .

В большинстве случаев байесовские обнаружители (БО) сигналов с не-

известными параметрами достаточно сложно реализуемы практически. Обычно БО являются многоканальными, причём для полностью оптимальной реализации число каналов должно быть бесконечным [1]. Как следует из (8), одно из немногих исключений, наряду с обнаружением сигнала с неизвестным моментом появления [3] — это БО прямоугольного импульса с неизвестной длительностью. Структурная схема такого обнаружителя приведена на рис. 1, из которого необходимо исключить блок 2. На этом рисунке блок 4 — это нелинейный элемент с экспоненциальной характеристикой, блок 5 — интегратор на интервале времени  $[T_1; T_2]$ , а пороговое устройство 3 осуществляет сравнение выходного сигнала интегратора 5 с порогом  $p_0/p_1$  и выносит решение о наличии сигнала, если порог превышен, и решение об отсутствии сигнала, если порог не превышен. Из рис. 1 следует, что схема БО является одноканальной, однако она несколько сложнее схемы МП обнаружителя.

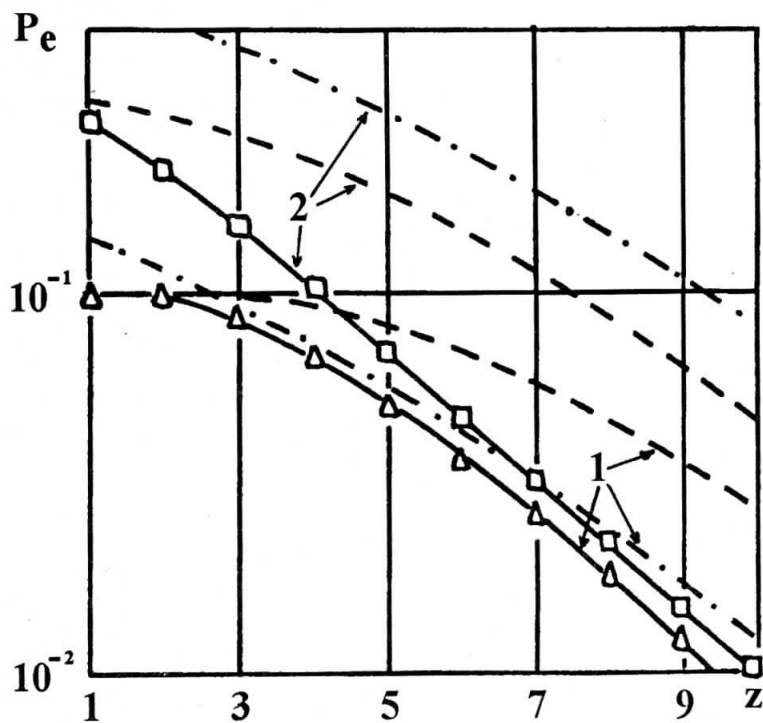


Рис. 2.

Рассмотрим характеристики МП обнаружителя импульса (1). На рис. 2 представлены зависимости средней вероятности ошибки  $P_e$  (6) от отношения сигнал/шум  $z$  для  $\eta_1 = 0,1$  и априорной плотности вероятности неизвестной длительности

$$W(\tau) = \frac{1}{T_2 - T_1} \begin{cases} 1, & T_1 \leq \tau \leq T_2, \\ 0, & \tau < T_1, \tau > T_2, \end{cases} \quad (10)$$

Сплошные линии на рис. 2 соответствуют оптимальному порогу обнаружения  $c = c^*$ , штриховые — порогу  $c = \ln(p_0/p_1)$ , а штрих-пунктирные — порогу  $c = 0$ . Кривые 1 построены для  $p_0 = 0.1$ , кривые 2 —  $p_0 = 0.7$ . Анализ рис. 2 свидетельствует о целесообразности использования МП обнаружителя с оптимизированным порогом, особенно при малых значениях  $p_0$  и не очень малых значениях  $z$ . Отметим, что исследование БО (8) затруднительно, и найти аналитически его характеристики не удаётся.

## 2. ОЦЕНКА ДЛИТЕЛЬНОСТИ ПРЯМОУГОЛЬНОГО ВИДЕОИМПУЛЬСА

Рассмотрим теперь задачу оценки длительности импульса (1), полагая, что  $p_1 = 1$ . Алгоритм максимального правдоподобия оценки длительности [2] состоит в поиске положения  $\hat{\tau}$ , абсолютного (наибольшего) максимума функционала  $L(\tau)$  (4):  $\hat{\tau} = \arg \sup L(\tau)$ . Следовательно, структура МП алгоритма оценивания не зависит от априорной плотности вероятности параметра  $\tau$ . Структурная схема МП измерителя длительности

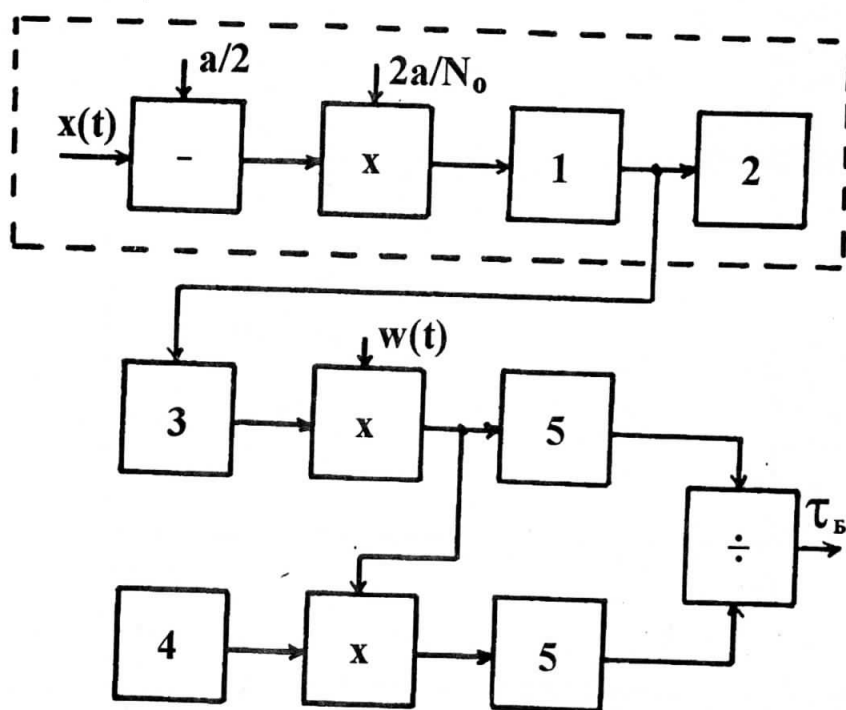


Рис. 3.

выделена на рис. 3 штриховой линией, где обозначено: 1 — интегратор на интервале времени  $[0; t]$ , 2 — устройство поиска положения абсолютного максимума сигнала на интервале  $[T_1, T_2]$ , являющегося оценкой МП  $\hat{\tau}$ .



Точность оценки будем характеризовать безусловным рассеянием (средним квадратом ошибки) оценки длительности

$$V(\hat{\tau}) = \int_{T_1}^{T_2} V(\hat{\tau}|\tau) W(\tau) d\tau, \quad (11)$$

где  $V(\hat{\tau}|\tau_0)$  — условное рассеяние МП оценки длительности сигнала (1). В [2] найдено точное выражение для условного рассеяния оценки длительности

$$\begin{aligned} V(\hat{\tau}|\tau_0) &= T_2^2 \left[ (1 - \eta_0)^2 - 2I_2(\eta_0) + 2\eta_0 I_1(\eta_0) \right], \\ I_k(\eta_0) &= \int_{\eta_1}^1 \eta^{k-1} F(\eta) d\eta, \quad F(\eta) = \begin{cases} P_1(\eta), & \eta_1 \leq \eta < \eta_0, \\ 1 - P_2(\eta), & \eta_0 \leq \eta \leq 1, \end{cases} \\ P_k(\eta) &= \sqrt{\frac{2}{\pi|\eta - \eta_0|}} \int_0^\infty \int_0^\infty \left\{ \sqrt{\frac{2}{\pi|\eta_k - \eta|}} \exp \left[ -\frac{(x_1 + z|\eta_k - \eta|/2)^2}{2|\eta_k - \eta|} \right] + \right. \\ &+ z \exp(-zx_1) \Phi \left[ \frac{z}{2} \sqrt{|\eta_k - \eta|} - \frac{x_1}{|\eta_k - \eta|} \right] \Big\} \operatorname{sh} \left( \frac{x_1 x_2}{|\eta - \eta_0|} \right) \times \\ &\times \exp \left[ -\frac{(x_2 + z|\eta - \eta_0|/2)^2 + x_1^2 - zx_1|\eta - \eta_0|}{2|\eta - \eta_0|} \right] \left\{ \Phi \left[ \frac{z}{2} \sqrt{|\eta_{3-k} - \eta_0|} + \right. \right. \\ &\left. \left. + \frac{x_2}{\sqrt{|\eta_{3-k} - \eta_0|}} \right] - \exp(-zx_2) \Phi \left[ \frac{z}{2} \sqrt{|\eta_{3-k} - \eta_0|} - \frac{x_2}{\sqrt{|\eta_{3-k} - \eta_0|}} \right] \right\} dx_1 dx_2, \end{aligned}$$

где  $\eta_k = T_k/T_2$ ,  $k = 1, 2$ ,  $\eta = \tau/T_2$ .

Байесовский алгоритм оценивания при квадратичной функции потерь минимизирует средний квадрат ошибки (рассеяние) оценки. Байесовская оценка длительности в рассматриваемых условиях определяется как [4]

$$\tau_B = \int_{T_1}^{T_2} \tau W(\tau) \exp[L(\tau)] d\tau / \int_{T_1}^{T_2} W(\tau) \exp[L(\tau)] d\tau. \quad (12)$$

Структурная схема байесовского алгоритма оценивания длительности изображена на рис. 3, из которого следует исключить блок 2. Остальные блоки обозначены: 3 — нелинейный элемент с экспоненциальной характеристикой, 4 — генератор линейно изменяющегося напряжения, 5 — интеграторы на интервале времени  $[T_1; T_2]$ . Очевидно, что аппаратная реализация байесовского измерителя длительности несколько сложнее МП измерителя. Тем не менее, как и при оценивании момента появления импульса [3], блок-схема байесовского измерителя длительности является одноканальной по оцениваемому параметру. Это существенно облегчает аппаратную реализацию байесовского алгоритма оценки.



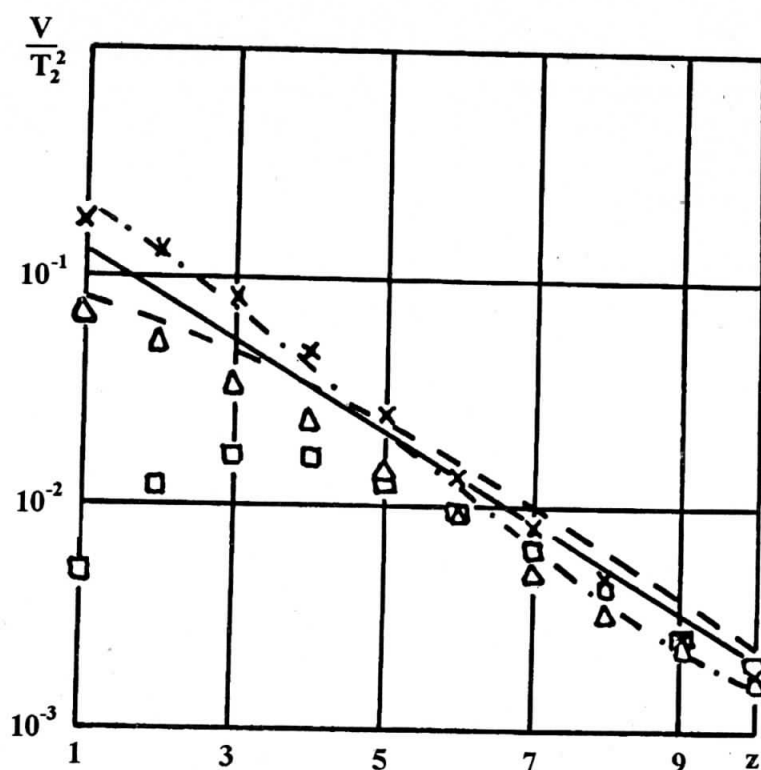


Рис. 4.

На рис. 4 приведены зависимости условного и безусловного рассеяний оценок МП длительности импульса от отношения сигнал/шум  $z$  для  $\eta_1 = 0,1$  и априорной плотности вероятности (9). Сплошной линией показано безусловное рассеяние оценки МП, рассчитанное по формуле (10), штриховой — условное рассеяние оценки МП  $V(\hat{\tau}|\tau_0)$ , рассчитанное по формуле (11) при  $\eta_0 = (\eta_1 + 1)/2$ , и штрих-пунктирной — условное рассеяние оценки (11) при  $\eta_0 = \eta_1$ . Следует отметить, что теоретический анализ байесовского измерителя, как и байесовского обнаружителя осуществить не удаётся. В связи с этим исследование эффективности байесовских алгоритмов обнаружения и оценки было выполнено методами статистического моделирования на ЭВМ.

### 3. РЕЗУЛЬТАТЫ СТАТИСТИЧЕСКОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ

Представим логарифм ФОП  $L(\eta)$  (4) в виде  $L(\eta) = S(\eta, \eta_0) + N(\eta)$ , где  $\eta = \tau/T_2$ . Здесь  $S(\eta, \eta_0) = \langle L(\eta) \rangle = z^2 [\gamma_0 \min(\eta, \eta_0) - \eta/2]$ ,  $N(\eta) = 2a \int_0^\tau n(t) dt / N_0$  — винеровский процесс с нулевым средним значением и дисперсией  $z^2 \eta$ . При моделировании вырабатывались отсчёты функции

$N(\eta)$  с шагом  $\Delta\eta$ . На основе сформированных дискретных отсчётов реализации этого процесса аппроксимировались ступенчатыми функциями с максимальной относительной среднеквадратичной погрешностью  $\varepsilon = 0,1$ . Согласно [5] винеровский процесс  $N(\eta)$  представлялся через дискретные отсчёты как  $N(n\Delta\eta) = z\varepsilon\sqrt{\eta_1} \sum_{k=0}^n X[k]$ , где  $X[k]$  — гауссовские независимые случайные величины с нулевым средним значением и единичной дисперсией. Таким образом, дискретные отсчёты логарифма ФОП (4) формировались с шагом  $\Delta\eta = \eta_1\varepsilon^2$  в виде

$$L[n\Delta\eta] = \eta_1 z^2 \varepsilon^2 [\gamma_0 \min(n, n_0) - n/2] + z\varepsilon\sqrt{\eta_1} \sum_{k=0}^n X[k],$$

где  $n_0 = \text{ent}(\eta_0/\eta_1\varepsilon^2)$ ,  $\text{ent}(\cdot)$  — целая часть числа. На основе дискретных отсчётов логарифма ФОП (4) вырабатывались величины (8) и (12)

$$I = \frac{\eta_1 \varepsilon^2}{1 - \eta_1} \sum_{n=n_{\min}}^{n_{\max}} \exp[L(n\Delta\eta)], \quad (13)$$

$$\tau_B = T_2 \sum_{n=n_{\min}}^{n_{\max}} n \exp[L(n\Delta\eta)] / \sum_{n=n_{\min}}^{n_{\max}} \exp[L(n\Delta\eta)], \quad (14)$$

где  $n_{\min} = \text{ent}(1/\varepsilon^2)$ ,  $n_{\max} = \text{ent}(1/\eta_1\varepsilon^2)$ .

Моделирование БО осуществлялось следующим образом. Формировалась величина (13) при  $\gamma_0 = 0$  и  $\gamma_0 = 1$  и сравнивалась с порогом  $p_0/p_1$ . Если при  $\gamma_0 = 0$  порог был превышен, то фиксировалась ошибка ложной тревоги. Если при  $\gamma_0 = 1$  выполнялось условие  $I < p_0/p_1$ , то фиксировалась ошибка пропуска сигнала. В качестве оценок вероятностей ложной тревоги и пропуска сигнала использовались относительные частоты появления соответствующих ошибок. При моделировании байесовского алгоритма оценивания формировалась величина (14), которая является байесовской оценкой длительности импульса (1). Причём, истинное значение нормированной длительности  $\eta_0 = \tau_0/T_2$  в каждом испытании выбиралось либо фиксированным (на краю или в центре априорного интервала  $[\eta_1; 1]$ ) при определении условных характеристик, либо случайным, распределённым равномерно на интервале  $[\eta_1; 1]$  — при определении безусловных характеристик. В процессе моделирования было реализовано  $10^5$  циклов испытаний для каждого значения  $z$ . Следовательно, с вероятностью 0,9 границы доверительных интервалов отклоняются от экспериментальных значений средней вероятности ошибки  $P_e$  и условного и безусловного рассеяний не более, чем на 15% при  $P_e > 10^{-3}$ ,  $V(\hat{\tau})/T_2^2 > 10^{-3}$ .

Результаты моделирования приведены на рис. 2 и рис. 4. На рис. 2 нанесены экспериментальные значения средней вероятности ошибки БО, которые изображены треугольниками для  $p_0 = 0,1$  и квадратами для

$p_0 = 0,7$ . Сравнение экспериментальных значений со сплошными кривыми на рис. 2 свидетельствует о практически полном совпадении характеристик обнаружения БО и МП обнаружителя с оптимизированным порогом. Это позволяет рекомендовать формулы (6) и (7) для расчёта средней вероятности ошибки при использовании БО:  $P_{\text{сб}} \simeq \inf P_{\text{с}}(c)$ .

На рис. 4 нанесены экспериментальные значения условного и безусловного рассеяний байесовской оценки длительности, которые обозначены: треугольниками — безусловное рассеяние байесовской оценки длительности, квадратами — условное рассеяние байесовской оценки при  $\eta_0 = (\eta_1 + 1)/2$  и крестиками — условное рассеяние при  $\eta_0 = \eta_1$ . Результаты моделирования байесовского измерителя и сравнение их с теоретическими формулами для характеристик МП измерителя показывают, что условное рассеяние байесовской оценки при  $\eta_0 = (\eta_1 + 1)/2$  меньше условного рассеяния оценки МП. Однако, если  $\eta_0 = \eta_1$ , то при малых  $z$  условное рассеяние байесовской оценки меньше, а при больших  $z$  — больше условного рассеяния оценки МП. Кроме того, с ростом параметра  $\eta_1$  величины этих условных рассеяний уменьшаются. Безусловное рассеяние байесовской оценки длительности меньше рассеяния МП оценки при всех значениях отношения сигнал/шум. В частности,  $\chi = V(\tau_{\text{Б}})/V(\hat{\tau}) \simeq 0,7$  при  $z \gtrsim 5$ , что совпадает с аналогичным соотношением, полученным в [6]. Если же отношение сигнал/шум  $z$  мало ( $z \lesssim 1$ ), то  $\chi = V(\tau_{\text{Б}})/V(\hat{\tau}) \simeq 0,4$ . Причём полученные значения  $\chi$  практически не зависят от  $\eta_1$ .

### ЗАКЛЮЧЕНИЕ

При одинаковом объёме априорной информации и равномерном априорном распределении неизвестной длительности характеристики байесовского и максимально-правдоподобного алгоритмов обнаружения практически совпадают. Следовательно, вместо относительно сложного байесовского обнаружителя можно использовать более простой максимально-правдоподобный обнаружитель с оптимизированным порогом, так как средние вероятности ошибок для этих двух алгоритмов практически одинаковы. При оценке длительности прямоугольного импульса, если не требуется очень высокая точность оценки, возможно применение максимально-правдоподобного измерителя, более просто реализуемого аппаратно. Если же необходимо обеспечить предельно достижимую точность оценки, то целесообразно использовать байесовский измеритель. Приведённые результаты получены при поддержке Российского фонда фундаментальных исследований.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Трифонов А. П. Теория обнаружения сигналов. — М.: Радио и связь, 1984. С. 12.
2. Трифонов А. П., Шинаков Ю. С. Совместное различение сигналов и оценка их параметров на фоне помех. — М.: Радио и связь, 1986. 264 с.
3. Ванжа А. В., Силаев А. М. //Изв. ВУЗов. Радиофизика, 1995. Т. 38. № 12. С. 1257.
4. Куликов Е. И., Трифонов А. П. Оценка параметров сигналов на фоне помех. — М.: Сов. радио, 1978. 296 с.
5. Быков В. В. Цифровое моделирование в статистической радиотехнике. — М.: Сов. радио, 1971. 326 с.
6. Ибрагимов И. А., Хасьминский Р. З. Асимптотическая теория оценивания. — М.: Наука, 1979. 528 с.

Воронежский государственный  
университет

Поступила в редакцию  
13 июня 1997 г.

THE OPTIMAL RECEIVING OF A SIGNAL WITH UNKNOWN  
DURATION AT THE BACKGROUND OF WHITE NOISE

*A. P. Trifonov, V. I. Parfenov, D. V. Mishin*

The algorithm of the optimal (bayesian) detection and estimation of a rectangular pulse duration at the background of white noise is obtained. Potential characteristics of receiving are derived considering the results of computer modelling.