

р- 6434 /
2001 / 44 / 10
02

207

ISSN 0021-3462

ИЗВЕСТИЯ ВЫСШИХ УЧЕБНЫХ ЗАВЕДЕНИЙ

РАДИОФИЗИКА

2001
ТОМ 44
10

ИЗДАНИЕ НИЖЕГОРОДСКОГО УНИВЕРСИТЕТА
И НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКОГО
РАДИОФИЗИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА

413

МИНИСТЕРСТВО ОБРАЗОВАНИЯ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Известия высших учебных заведений

РАДИОФИЗИКА

ежемесячный научно-технический журнал

Издаётся с апреля 1958 г.

Том XLIV № 10

Нижний Новгород

2001

Содержание

- Токарев Ю. В., Алимов В. А., Комраков Г. П., Бойко Г. Н., Ритвальд М. Т., Родригес П., Бужере Ж.-Л., Кайзер М. Л., Гетц К. Эксперименты СУРА-EISCAT-WIND: влияние ионосферы на отклик декаметрового интерферометра со сверхдлинной базой.....815
- Афраймович Э. Л., Косогоров Е. А., Лесюта О. С., Ушаков И. И. Спектр перемещающихся ионосферных возмущений по данным глобальной сети GPS.....828
- Белов М. Л. Рассеяние узкого волнового пучка на случайно-неровной локально-зеркальной поверхности при импульсном подсвете840
- Бубновский А. Ю., Шевцов Б. М. Отражения нестационарных сигналов в средах с большими флуктуациями неоднородностей.....847
- Рыскин Н. М., Титов В. Н. Автомодуляционные и хаотические режимы генерации в релятивистской лампе обратной волны с отражениями860
- Крупа Н. Н. Оптические и магнитоакустические бескинематические устройства записи информации875
- Жаров А. А., Додин Е. П. Эффекты плазменного резонанса при нелинейном отражении электромагнитной волны от полупроводниковой сверхрешётки.....881
- ✓ Трифонов А. П., Парфёнов В. И., Мишин Д. В. Оптимальный приём стохастического сигнала с неизвестной длительностью на фоне белого шума.....889

УДК 621.391

ОПТИМАЛЬНЫЙ ПРИЁМ СТОХАСТИЧЕСКОГО СИГНАЛА С НЕИЗВЕСТНОЙ ДЛИТЕЛЬНОСТЬЮ НА ФОНЕ БЕЛОГО ШУМА

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

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

ВВЕДЕНИЕ

В [1] рассмотрено оптимальное (байесовское) оценивание характеристик импульсных сигналов известной формы со случайным моментом появления. В [2] эта задача была обобщена на более сложный случай стохастического сигнала. Однако кроме момента появления важным информативным параметром сигнала часто является его длительность (момент исчезновения). В случае квазидетерминированного сигнала с неизвестной длительностью оптимальные алгоритмы обнаружения и оценивания исследованы в [3]. Рассмотрим более сложный случай стохастического сигнала, представляющего собой отрезок стационарного случайного процесса с неизвестной длительностью τ_0 . Примерами таких сигналов могут служить сигналы в системах связи с шумовой несущей, импульсные сигналы, искажённые модулирующей помехой, сигналы в оптических системах связи и в системах диагностики цифровых устройств и др. [4, 5]. В [6] выполнены синтез и анализ максимально правдоподобного обнаружителя стохастического сигнала с неизвестной длительностью, наблюдаемого на фоне белого гауссовского шума. Однако для многих приложений актуальна задача синтеза и анализа максимально правдоподобного алгоритма оценки длительности стохастического сигнала. Кроме того, известно, что применение байесовского подхода [1–3, 7, 8] в задачах обработки сигналов может обеспечить более высокую эффективность, чем метод максимального правдоподобия. В связи с этим представляет интерес задача синтеза и анализа байесовских обнаружителя и измерителя длительности стохастического сигнала.

1. ОБНАРУЖЕНИЕ СТОХАСТИЧЕСКОГО СИГНАЛА С НЕИЗВЕСТНОЙ ДЛИТЕЛЬНОСТЬЮ

Рассмотрим задачу обнаружения стохастического сигнала

$$s(t, \tau_0) = \xi(t)I[(t - \tau_0/2)/\tau_0], \quad (1)$$

наблюдаемого на фоне аддитивного гауссовского белого шума $n(t)$ с односторонней спектральной плотностью N_0 . В (1) $I(x) = 1$ при $|x| \leq 1/2$, $I(x) = 0$ при $|x| > 1/2$; $\xi(t)$ — стационарный гауссовский случайный процесс с математическим ожиданием a и спектром мощности $G(\omega) = \gamma g(\omega/\Omega)$. Здесь функция $g(x)$ описывает форму спектра мощности и удовлетворяет условиям $g(x) \geq 0$, $\max g(x) = 1$, $g(x) = g(-x)$, $\int_{-\infty}^{+\infty} g^2(x) dx = 1$. Параметр $\gamma = \sup G(\omega)$ определяет интенсивность, $\Omega = [\sup G(\omega)]^{-2} \int_{-\infty}^{+\infty} G^2(\omega) d\omega$ — эквивалентная полоса частот процесса $\xi(t)$. Длительность случайного сигнала $\tau_0 \in [T_1, T_2]$ предполагается случайной величиной с априорной плотностью вероятности $W(\tau)$. Наблюдаемую реализацию запишем в виде

$$x(t) = \theta_0 s(t, \tau_0) + n(t), \quad t \in [0, T]. \quad (2)$$

Индекс 0 здесь и далее означает истинное значение соответствующего параметра. Параметр θ_0 дискретный и принимает два значения: $\theta_0 = 0$ (в наблюдаемой реализации сигнал отсутствует) и $\theta_0 = 1$ (в наблюдаемой реализации сигнал присутствует). Априорные вероятности отсутствия и наличия сигнала известны и равны $p_0 = P(\theta_0 = 0)$ и $p_1 = P(\theta_0 = 1)$. По наблюдаемой реализации $x(t)$ необходимо оптимальным образом решить, какое значение принимает параметр θ_0 , т. е. определить, присутствует сигнал или нет.

Положим, что минимальная возможная длительность T_1 стохастического сигнала много больше времени корреляции гауссовского процесса $\xi(t)$, так что

$$\mu_{\min} = \Omega T_1 / (4\pi) \gg 1. \quad (3)$$

Тогда в соответствии с [6] логарифм функционала отношения правдоподобия (ФОП) определяется выражением

$$M(\tau, \theta) = \frac{\theta}{N_0} \int_0^\tau \left[y^2(t) + \frac{2a}{1+q} x(t) - E \right] dt, \quad (4)$$

где

$$q = 2 \sup[G(\omega)] / N_0 = 2\gamma / N_0 \quad (5)$$

— отношение максимального значения спектра мощности сигнала к спектральной плотности белого шума,

$$E = \frac{a^2}{1+q} + \frac{\Omega N_0}{4\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} \ln[1 + qg(x)] dx,$$

$y(t)$ — отклик линейного фильтра с передаточной функцией $H(\omega)$ на наблюдаемую реализацию (2). При этом выполняется условие

$$|H(\omega)|^2 = G(\omega) [N_0/2 + G(\omega)]^{-1}. \quad (6)$$

Учитывая, что $M(\tau, \theta = 0) = 0$, получаем, что максимально правдоподобный (МП) алгоритм обнаружения стохастического сигнала (1) имеет вид

$$\hat{\theta} = \begin{cases} 1, & \sup M(\tau) \geq 0; \\ 0, & \sup M(\tau) < 0, \end{cases} \quad (7)$$

где $M(\tau) = M(\tau, \theta = 1)$, $\tau \in [T_1, T_2]$. Заметим, что вместо алгоритма (7) можно использовать обобщенный МП алгоритм обнаружения [3, 7], основанный на сравнении наибольшего максимума логарифма ФОП с некоторым (в общем случае ненулевым) порогом c , определяемым заданным критерием оптимальности.

На рис. 1 штриховой линией выделена структурная схема МП обнаружителя стохастического сигнала с неизвестной длительностью, где 1 — линейный фильтр с передаточной функцией $H(\omega)/\sqrt{N_0}$ (6), 2 — квадратор, 3 — интегратор на интервале времени $[0, t]$, 4 — пиковый детектор, определяющий наибольшее значение сигнала, 5 — пороговое устройство, осуществляющее сравнение выходного сигнала пикового детектора с порогом c и выносящее решение о наличии сигнала на входе обнаружителя, если порог превышен, либо решение об отсутствии сигнала, если порог не превышен; $B_1 = E(1+q)/(2a)$, $B_2 = 2a[N_0(1+q)]^{-1}$. Как следует из рис. 1, структурная схема МП обнаружителя является одноканальной по неизвестному параметру и, следовательно, достаточно просто реализуется аппаратно. Это является довольно редким исключением в задачах обнаружения сигнала с

неизвестными параметрами [7]. Сопоставим рис. 1 со структурной схемой МП обнаружителя квазидетерминированного сигнала с неизвестной длительностью в [3]. В дополнение к структурной схеме в [3] обнаружитель на рис. 1 включает в себя фильтр 1 и квадратор 2. Наличие этих блоков позволяет использовать энергию флуктуирующей составляющей стохастического сигнала (1) для повышения эффективности обнаружения. Отметим также, что структура МП обнаружителя не зависит от априорных вероятностей отсутствия p_0 и наличия p_1 сигнала, а также от вида априорной плотности вероятности длительности $W(\tau)$.

Качество обнаружения будем характеризовать средней (полной) вероятностью ошибки [7]

$$P_e = p_0\alpha + p_1\beta, \quad (8)$$

где α — вероятность ошибки первого рода (ложной тревоги), $\beta = \int_{T_1}^{T_2} \beta(\tau)W(\tau) d\tau$ — безусловная вероятность ошибки второго рода (пропуска сигнала), $\beta(\tau_0)$ — условная вероятность пропуска сигнала с длительностью τ_0 . В [6] найдены асимптотически (при $\mu_{\min} \rightarrow \infty$) точные выражения для вероятностей ошибок:

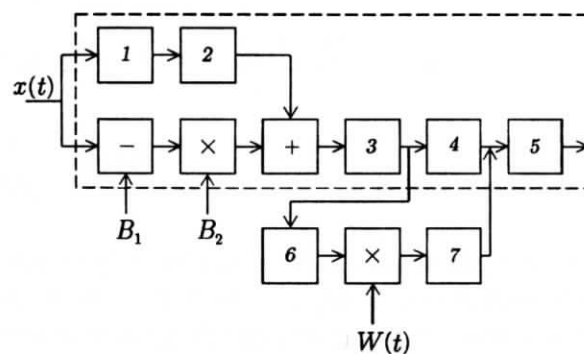


Рис. 1

$$\alpha = 1 - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^\infty \exp[-(x - \tilde{c} - z_N)^2/2] \left\{ \Phi \left[z_N \sqrt{\frac{1-\eta_1}{\eta_1}} + x \sqrt{\frac{\eta_1}{1-\eta_1}} \right] - \right. \\ \left. - \exp(-2xz_N) \Phi \left[z_N \sqrt{\frac{1-\eta_1}{\eta_1}} - x \sqrt{\frac{\eta_1}{1-\eta_1}} \right] \right\} dx, \\ \beta(\tau_0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^\infty \exp[-(\hat{c}^2 + (x + \hat{z})^2 - 2\hat{c}\hat{z})/2] \left\{ \Phi \left[z_N \sqrt{\frac{1-\eta_0}{\eta_1}} + xA \sqrt{\frac{\eta_0}{1-\eta_0}} \right] - \right. \\ \left. - \exp(-2xAz_N \sqrt{\frac{\eta_0}{\eta_1}}) \Phi \left[z_N \sqrt{\frac{1-\eta_0}{\eta_1}} - xA \sqrt{\frac{\eta_0}{1-\eta_0}} \right] \right\} \left\{ \exp(x\hat{c}) \Phi \left[\hat{c} \sqrt{\frac{\eta_0 - \eta_1}{\eta_1}} + \right. \right. \\ \left. \left. + x \sqrt{\frac{\eta_1}{\eta_0 - \eta_1}} \right] - \exp(-x\hat{c}) \Phi \left[\hat{c} \sqrt{\frac{\eta_0 - \eta_1}{\eta_1}} - x \sqrt{\frac{\eta_1}{\eta_0 - \eta_1}} \right] \right\} dx, \quad (9)$$

где

$$z_N^2 = \left\{ \frac{z_{\min}^2}{2(1+q)} + \mu_{\min} \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\ln(1+qg(x)) - \frac{qg(x)}{1+qg(x)} \right] dx \right\}^2 \times \\ \times \left\{ \frac{z_{\min}^2}{(1+q)^2} + \mu_{\min} \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\frac{qg(x)}{1+qg(x)} \right)^2 dx \right\}^{-1}, \\ \tilde{c} = c \left\{ \frac{z_{\min}^2}{(1+q)^2} + \mu_{\min} \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\frac{qg(x)}{1+qg(x)} \right)^2 dx \right\}^{-1/2},$$

$$\hat{z}^2 = \frac{\eta_0}{4\eta_1} \left[z_{\min}^2 + 2\mu_{\min} \int_{-\infty}^{+\infty} [qg(x) - \ln(1 + qg(x))] dx \right]^2 [z_{\min}^2(1 + q) + \mu_{\min}q^2]^{-1},$$

$$A^2 = [z_{\min}^2(1 + q) + \mu_{\min}q^2] \left[\frac{z_{\min}^2}{(1 + q)^2} + \mu_{\min} \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\frac{qg(x)}{1 + qg(x)} \right)^2 dx \right]^{-1},$$

$$\hat{c} = \tilde{c} \sqrt{\eta_1/(A^2\eta_0)}, \quad \eta_0 = \tau_0/T_2, \quad \eta_1 = T_1/T_2, \quad z_{\min}^2 = z_{\max}^2\eta_1, \quad z_{\max}^2 = 2a^2T_2/N_0,$$

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x \exp(-t^2/2) dt$$

— интеграл вероятности. В качестве критерия оптимальности выберем минимум средней вероятности ошибки (8) и будем определять порог c , исходя из этого критерия. Очевидно, что полученный таким образом порог $c^* = \arg \inf P_e(c)$ будет зависеть от z_{\min}^2 , μ_{\min} , p_0 и $W(\tau)$. Назовём порог c^* оптимальным, а соответствующий алгоритм обнаружения — МП обнаружителем с оптимизированным порогом.

Положим, что спектр мощности сигнала прямоугольный, т. е.

$$g(x) = I(x), \quad (10)$$

а априорная плотность вероятности длительности постоянна, т. е.

$$W(\tau) = \begin{cases} (T_2 - T_1)^{-1}, & T_1 \leq \tau \leq T_2; \\ 0, & \tau < T_1, \tau > T_2. \end{cases} \quad (11)$$

На рис. 2 изображены зависимости средней вероятности ошибки P_e (8) от параметра q (5) для $\mu_{\min} = 10$; $\eta_1 = 0,1$; $T/T_2 = 1$; $p_0 = p_1 = 1/2$. Аналогичные зависимости для $\mu_{\min} = 50$ приведены на рис. 3. Сплошные линии на рис. 2, 3 соответствуют порогу $c = 0$, штриховые — оптимальному порогу c^* . Кривые 1 построены по формулам (8), (9) для $z_{\max} = 0$, кривые 2 — для $z_{\max} = 10$. Сопоставление рис. 2 и 3 показывает, что средняя вероятность ошибки (8) убывает с ростом μ_{\min} , z_{\max} и q . Кроме того, с уменьшением μ_{\min} и увеличением z_{\max} зависимость средней вероятности ошибки от параметра q становится менее выраженной. Кривые рис. 2, 3 свидетельствуют о целесообразности использования МП обнаружителя с оптимизированным порогом, особенно при не очень малых q и z_{\max} . Однако выигрыш в эффективности обнаружения (уменьшение средней вероятности ошибки) МП обнаружителя с оптимизированным порогом по сравнению с МП обнаружителем с нулевым порогом достигается за счёт использования дополнительной априорной информации. Действительно, для определения оптимального порога необходимо знать априорные вероятности отсутствия p_0 и наличия p_1 сигнала, а также априорную плотность вероятности длительности $W(\tau)$.

Известно (см., например, [1, 7]), что при байесовском подходе оптимальным правилом обнаружения сигнала является правило, обеспечивающее минимум среднего риска. Рассмотрим возможность применения классического байесовского подхода к обнаружению стохастического сигнала (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 стохастического сигнала (1) заключается в формирова-

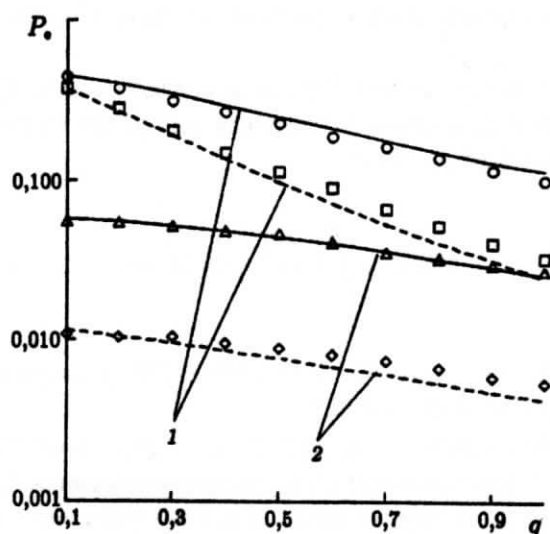


Рис. 2

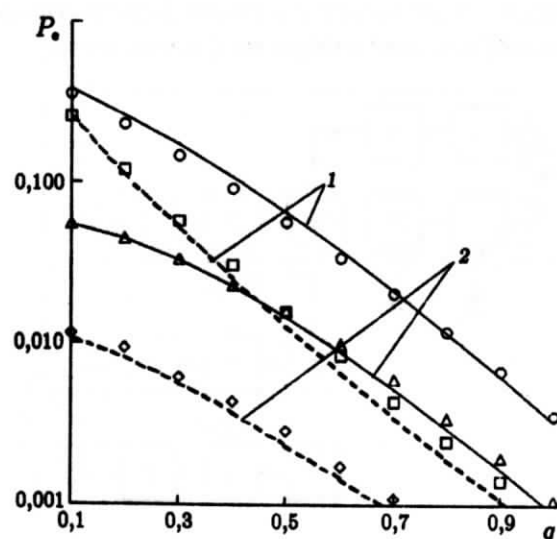


Рис. 3

нии величины

$$I = \int_{T_1}^{T_2} \exp[M(\tau)] W(\tau) d\tau \quad (12)$$

и сравнении её с порогом p_0/p_1 .

В большинстве случаев байесовские обнаружители (БО) сигналов со случайными параметрами достаточно сложно реализовать аппаратно. Обычно БО являются многоканальными, причём для полностью оптимальной реализации число каналов должно быть бесконечным [7]. Как следует из (4), (12), одним из немногих исключений, наряду с [1–3], является БО стохастического сигнала с неизвестной длительностью. Структурная схема такого обнаружителя приведена на рис. 1, из которого необходимо исключить блок 4. На этом рисунке блок 6 — нелинейный элемент с экспоненциальной характеристикой, 7 — интегратор на интервале времени $[T_1; T_2]$, а пороговое устройство 5 осуществляет сравнение выходного сигнала интегратора 7 с порогом p_0/p_1 и выносит решение о наличии сигнала, если порог превышен, либо решение об отсутствии сигнала, если порог не превышен. Из рис. 1 следует, что схема БО является одноканальной, однако она несколько сложнее схемы МП обнаружителя. Отметим, что теоретическое исследование БО (12) затруднительно, и аналитически найти его характеристики не удаётся.

2. ОЦЕНКА ДЛИТЕЛЬНОСТИ СТОХАСТИЧЕСКОГО СИГНАЛА

Рассмотрим теперь задачу оценки длительности (момента исчезновения) стохастического сигнала (1), полагая $p_1 = 1$. Алгоритм МП оценки длительности [9] состоит в поиске положения $\hat{\tau}$ наибольшего максимума функционала $M(\tau)$ (4): $\hat{\tau} = \arg \sup M(\tau)$, $\tau \in [T_1, T_2]$. Следовательно, структура МП алгоритма оценивания не зависит от вида априорной плотности вероятности параметра τ . Структурная схема МП измерителя длительности импульса выделена на рис. 4 штриховой линией, где 1 — фильтр с передаточной функцией $H(\omega)/\sqrt{N_0}$ (см. (6)), 2 — квадратор, 3 — интегратор на интервале времени $[0, t]$, 4 — устройство поиска положения наибольшего максимума сигнала на интервале $[T_1, T_2]$, которое является МП оценкой $\hat{\tau}$. Сопоставим рис. 4 со структурной схемой МП измерителя длительности квазидетерминированного сигнала в [3]. В дополнение к структурной схеме в [3] измеритель на рис. 4 (аналогично обнаружителю на рис. 1) включает в себя фильтр 1 и квадратор 2. Наличие этих блоков

позволяет использовать энергию флуктуирующей составляющей стохастического сигнала (1) для повышения точности измерения длительности.

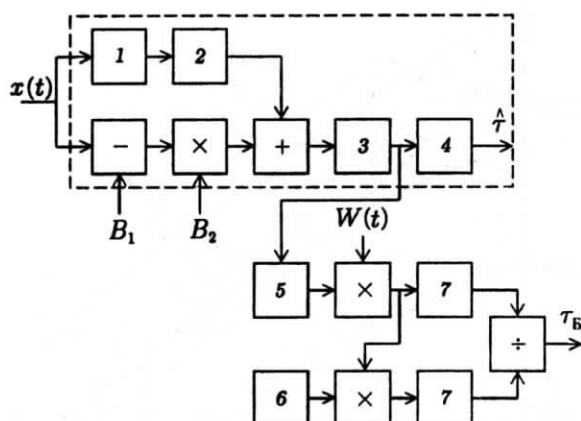


Рис. 4

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

$$V(\hat{\tau}) = \int_{T_1}^{T_2} V(\hat{\tau} | \tau) W(\tau) d\tau, \quad (13)$$

где $V(\hat{\tau} | \tau_0)$ — условное рассеяние МП оценки длительности импульса (1).

Определим, следуя [9], условное рассеяние оценки длительности стохастического сигнала. В [6] показано, что функционал $M(\tau)$ является асимптотически (при $\mu_{\min} \rightarrow \infty$) гауссовским случайным процессом, у которого среднее значение и корреляционная функция имеют вид

$$\begin{aligned} \langle M(\tau) \rangle &= [(k_{1s} + k_{2s}) \min(\tau, \tau_0) - k_{2s}\tau] / T_1, \\ \langle [M(\tau_1) - \langle M(\tau_1) \rangle] [M(\tau_2) - \langle M(\tau_2) \rangle] \rangle &= [d_{2s} \min(\tau_1, \tau_2) + (d_{1s} - d_{2s}) \min(\tau_1, \tau_2, \tau_0)] / T_1, \end{aligned} \quad (14)$$

где

$$\begin{aligned} k_{1s} &= \frac{z_{\min}^2}{2} + \mu_{\min} \int_{-\infty}^{+\infty} [qg(x) - \ln(1 + qg(x))] dx, \\ k_{2s} &= \frac{z_{\min}^2}{2(1+q)} + \mu_{\min} \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\ln(1 + qg(x)) - \frac{qg(x)}{1 + qg(x)} \right] dx, \\ d_{1s} &= z_{\min}^2 (1 + q) + \mu_{\min} q^2, \quad d_{2s} = \frac{z_{\min}^2}{(1+q)^2} + \mu_{\min} \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\frac{qg(x)}{1 + qg(x)} \right]^2 dx. \end{aligned}$$

Введём в (4) взаимно однозначное непрерывное преобразование параметра τ :

$$\tau = f(l) = \frac{T_1}{d_{1s}} \begin{cases} l, & l < l_0; \\ d_{1s}l/d_{2s} - (d_{1s} - d_{2s})l_0/d_{2s}, & l > l_0, \end{cases} \quad (15)$$

где $l_0 = d_{1s}\tau_0/\eta_1$, которое приводит выражения (14) к виду

$$\begin{aligned} \widetilde{M}(l) &= M[f(l)] = S(l) + N(l), \quad \langle N(l) \rangle = 0, \\ S(l) &= \begin{cases} k_{1s}l/d_{1s}, & l < l_0; \\ -k_{2s}l/d_{2s} + l_0 [(k_{1s} + k_{2s})/d_{1s} + k_{2s}(d_{1s} - d_{2s})/(d_{1s}d_{2s})], & l > l_0; \end{cases} \\ \langle N(l_1)N(l_2) \rangle &= \min(l_1, l_2). \end{aligned} \quad (16)$$

Из (16) следует, что при $\mu_{\min} \rightarrow \infty$ функция $\widetilde{M}(l)$ представляет собой реализацию асимптотически гауссовского марковского процесса. Коэффициенты сноса K_1 и диффузии K_2 [10] этого процесса определяются выражениями [6]

$$K_1 = \begin{cases} k_{1s}/d_{1s}, & L_1 \leq l < l_0; \\ -k_{2s}/d_{2s}, & l_0 \leq l \leq L_2; \end{cases} \quad K_2 = 1; \quad (17)$$

$L_1 = d_{1s}$; $L_2 = [d_{2s} + (d_{1s} - d_{2s})\eta_0]/\eta_1$.

Найдём распределение МП оценки $\hat{l} = \arg \sup \widetilde{M}(l)$, $l \in [L_1, L_2]$. Запишем функцию распределения МП оценки как

$$P_m(L) = P[\hat{l} < L] = P\left[\max_{L_1 \leq l < L} \widetilde{M}(l) > \max_{L \leq l \leq L_2} \widetilde{M}(l)\right], \quad L_1 \leq L \leq L_2. \quad (18)$$

Введём в рассмотрение процесс $\Delta(l) = \widetilde{M}(l) - \widetilde{M}(L)$. Тогда выражение (18) перепишется следующим образом [11]:

$$P_m(L) = P\left[\max_{L_1 \leq l < L} \Delta(l) > \max_{L \leq l \leq L_2} \Delta(l)\right]. \quad (19)$$

Отсюда следует, что распределение оценки можно выразить через двумерную функцию распределения наибольших максимумов процесса $\Delta(l)$:

$$F_2(u, v, L) = P\left[\max_{L_1 \leq l < L} \Delta(l) < u; \max_{L \leq l \leq L_2} \Delta(l) < v\right]. \quad (20)$$

Для расчёта (20) найдём корреляционную функцию процесса $\Delta(l)$:

$$K_\Delta(l_1, l_2) = \begin{cases} \min(|l_1 - L|, |l_2 - L|), & (l_1 - L)(l_2 - L) > 0; \\ 0, & (l_1 - L)(l_2 - L) < 0. \end{cases} \quad (21)$$

Согласно (21) отрезки реализаций случайного процесса $\Delta(l)$ на неперекрывающихся интервалах $[L_1, L]$ и $[L, L_2]$ некоррелированы, а при выполнении условия (3) — асимптотически статистически независимы. Поэтому (20) можно переписать как $F_2(u, v, L) \simeq P_{1L}(u)P_{2L}(v)$, где $P_{1L}(u) = P\left[\max_{L_1 \leq l < L} \Delta(l) < u\right]$, $P_{2L}(v) = P\left[\max_{L \leq l \leq L_2} \Delta(l) < v\right]$. Тогда распределение (19) МП оценки примет вид [11]

$$P_m(L) = \int_0^\infty P_{1L}(u) dP_{2L}(u). \quad (22)$$

Обозначим $\varphi(l) = u - \Delta(l)$, где $L_1 \leq l < L$, и $\psi(l) = v - \Delta(l)$, где $L \leq l \leq L_2$, так что $P_{1L}(u) = P[\varphi(l) > 0, l \in [L_1, L]]$, $P_{2L}(v) = P[\psi(l) > 0, l \in [L, L_2]]$. Согласно (16) процесс $\Delta(l)$ является асимптотически гауссовским марковским процессом с коэффициентами сноса K'_1 и диффузии K'_2 вида

$$K'_1 = -K_1, \quad K'_2 = K_2, \quad (23)$$

где K_1 и K_2 определены в (17). Учитывая марковские свойства процесса $\psi(l)$ [10], запишем

$$P_{2L}(v) = \int_0^\infty W_2(x, L_2) dx.$$

Здесь $W_2(x, L_2) = W_2(x, l = L_2)$, а $W_2(x, l)$ — решение уравнения Фоккера—Планка—Колмогорова [10]

$$\frac{\partial W_2(x, l)}{\partial l} + \frac{\partial}{\partial x} [K'_1 W_2(x, l)] - \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial x^2} [K'_2 W_2(x, l)] = 0$$

с коэффициентами (23) в области $x > 0$, $L \leq l \leq L_2$, при начальном условии $W_2(x, l = L) = \delta(x - v)$ и граничных условиях $W_2(x = 0, l) = W_2(x = \infty, l) = 0$. Решение этого уравнения ищется методом отражения с переменной знака [10]. Аналогичным образом определяется функция $P_{1L}(u)$. Далее, подставляя найденные выражения для $P_{1L}(u)$ и $P_{2L}(u)$ в (22) и переходя от переменной l к нормированной длительности $\eta = \tau/T_2$ в соответствии с (15), получаем асимптотическое выражение для функции распределения нормированной МП оценки $\hat{\eta} = \hat{\tau}/T_2$:

$$P[\hat{\eta} < \kappa] = \begin{cases} P_1(\kappa), & \eta_1 \leq \kappa < \eta_0; \\ 1 - P_2(\kappa), & \eta_0 \leq \kappa \leq \eta_2 = 1, \end{cases} \quad (24)$$

где

$$P_i(\kappa) = \sqrt{\frac{2}{\pi z_i^2 |\kappa - \eta_0|}} \exp\left[-\frac{z_i^2}{2} |\kappa - \eta_0|\right] \int_0^\infty \int_0^\infty dx_1 dx_2 \left\{ \frac{1}{\sqrt{2\pi z_i^2 |\kappa - \eta_i|}} \times \right. \\ \times \exp\left[-\frac{(x_1 + z_i |\kappa - \eta_i|)^2}{2z_i^2 |\kappa - \eta_i|}\right] + \exp(-2x_1) \Phi\left[z_i \sqrt{|\kappa - \eta_i|} - \frac{x_1}{z_i \sqrt{|\kappa - \eta_i|}}\right] \Big\} \exp(x_1 - x_2) \times \\ \times \left\{ \exp\left[-\frac{(x_2 - x_1)^2}{2z_i^2 |\kappa - \eta_0|}\right] - \exp\left[-\frac{(x_2 + x_1)^2}{2z_i^2 |\kappa - \eta_0|}\right] \right\} \left\{ \Phi\left[z_{3-i} \sqrt{|\eta_{3-i} - \eta_0|} + \frac{x_2 f_i}{z_{3-i} \sqrt{|\eta_{3-i} - \eta_0|}}\right] - \right. \\ \left. - \exp(-2x_2 f_i) \Phi\left[z_{3-i} \sqrt{|\eta_{3-i} - \eta_0|} - \frac{x_2 f_i}{z_{3-i} \sqrt{|\eta_{3-i} - \eta_0|}}\right] \right\},$$

$$z_i = k_{is}/\sqrt{d_{is}\eta_1}, \quad i = 1; 2, \quad f_1 = k_{2s}d_{1s}(k_{1s}d_{2s})^{-1}, \quad f_2 = f_1^{-1}.$$

Выражение (24) для функции распределения нормированной МП оценки длительности довольно громоздкое. Его можно несколько упростить, введя новую переменную

$$\chi = \begin{cases} z_1^2(\kappa - \eta_0), & \eta_1 \leq \kappa < \eta_0; \\ z_2^2(\kappa - \eta_0), & \eta_0 \leq \kappa \leq \eta_2, \end{cases} \quad (25)$$

которая принимает значения из интервала $[-z_1^2(\eta_0 - \eta_1), z_2^2(\eta_2 - \eta_0)]$. Перейдём в (24) от переменной κ к переменной χ (25). Полагая $z_i \gg 1$, где $i = 1; 2$, для плотности вероятности нормированной ошибки МП оценки длительности получаем

$$W_0(\chi; G) = 2 \left\{ \Phi(\sqrt{|\chi|}) - 1 + (1 + 2G) \exp[2G(1 + G)|\chi|] \left[1 - \Phi[(1 + 2G)\sqrt{|\chi|}] \right] \right\}, \quad (26)$$

где $G = R = f_2$ при $0 \leq \chi \leq z_2^2(\eta_2 - \eta_0)$ и $G = R^{-1}$ при $-z_1^2(\eta_0 - \eta_1) \leq \chi < 0$. Отметим, что предельное распределение (26) нормированной ошибки МП оценки длительности является существенно негауссовским.

Принимая во внимание условие нормировки плотности вероятности (26) на интервале $[-z_1^2(\eta_0 - \eta_1), z_2^2(\eta_2 - \eta_0)]$, условное рассеяние оценки нормированной длительности $\hat{\eta}$ запишем

в виде

$$V(\hat{\eta} | \eta_0) = \langle (\hat{\eta} - \eta_0)^2 | \eta_0 \rangle = \left\{ z_1^{-4} \int_{-z_1^2(\eta_0 - \eta_1)}^0 x^2 W_0(x; R^{-1}) dx + z_2^{-4} \int_0^{z_2^2(\eta_2 - \eta_0)} x^2 W_0(x; R) dx \right\} \times \\ \times \left\{ \int_{-z_1^2(\eta_0 - \eta_1)}^0 W_0(x; R^{-1}) dx + \int_0^{z_2^2(\eta_2 - \eta_0)} W_0(x; R) dx \right\}^{-1}. \quad (27)$$

Использование (26), (27) вместо (24) существенно облегчает вычисление характеристик МП оценки длительности стохастического сигнала. Тем не менее для определения рассеяния МП оценки длительности по формуле (27) необходимо применение численных методов. Величину условного рассеяния нормированной МП оценки длительности можно получить в явном виде, заменяя в (27) при $z_i \gg 1$, где $i = 1, 2$, пределы интегрирования на бесконечные. В результате находим предельное значение условного рассеяния нормированной МП оценки длительности стохастического сигнала:

$$V_0(\hat{\eta} | \eta_0) = z_1^{-4} \int_{-\infty}^0 x^2 W_0(x; R^{-1}) dx + z_2^{-4} \int_0^{\infty} x^2 W_0(x; R) dx = \\ = \frac{z_1^4 (2 + 6R + 5R^2) + z_2^4 R (5 + 6R + 2R^2)}{2z_1^4 z_2^4 (1 + R)^3}. \quad (28)$$

Предельное значение (28) условного рассеяния МП оценки длительности не зависит от истинного значения η_0 оцениваемой длительности. Поэтому формула (28) одновременно определяет предельное значение безусловного рассеяния (13) оценки при любой априорной плотности вероятности длительности $W(\tau)$.

На рис. 5, 6 сплошными линиями изображены зависимости безусловного рассеяния МП оценки $V(\hat{\eta}) = V(\hat{\tau})/T_2^2$ нормированной длительности стохастического сигнала (1) от параметра q (5), рассчитанные по формулам (13), (27). При этом предполагалось, что спектр мощности случайного процесса $\xi(t)$ описывается формулой (10), априорная плотность вероятности длительности — формулой (11), $\eta_1 = 0, 1$; $\eta_2 = 1$. Кривые на рис. 5 построены при $\mu_{\min} = 10$, а на рис. 6 при $\mu_{\min} = 50$. Кривые 1 на этих рисунках построены для $z_{\max} = 0$, кривые 2 — для $z_{\max} = 10$. Там же штриховыми линиями показаны зависимости предельного значения безусловного рассеяния $V_0(\hat{\eta}) \equiv V_0(\hat{\eta} | \eta_0)$ от параметра q , рассчитанные по формуле (28). Сопоставление рис. 5 и 6 показывает, что безусловное рассеяние нормированной МП оценки длительности убывает с ростом μ_{\min} , z_{\max} и q . Кроме того, с увеличением z_{\max} и уменьшением μ_{\min} зависимость рассеяния нормированной МП оценки длительности от параметра q (5) становится менее явной.

Использование байесовского алгоритма оценивания при квадратичной функции потерь обеспечивает минимум среднего квадрата ошибки (рассеяния) оценки. Байесовская оценка длительности в рассматриваемом случае определяется как [8]

$$\tau_B = \int_{T_1}^{T_2} \tau W(\tau) \exp[M(\tau)] d\tau \left\{ \int_{T_1}^{T_2} W(\tau) \exp[M(\tau)] d\tau \right\}^{-1}.$$

Структурная схема байесовского измерителя длительности приведена на рис. 4, из которого следует исключить блок 4. Остальные блоки обозначают: 5 — нелинейный элемент с экспоненциальной

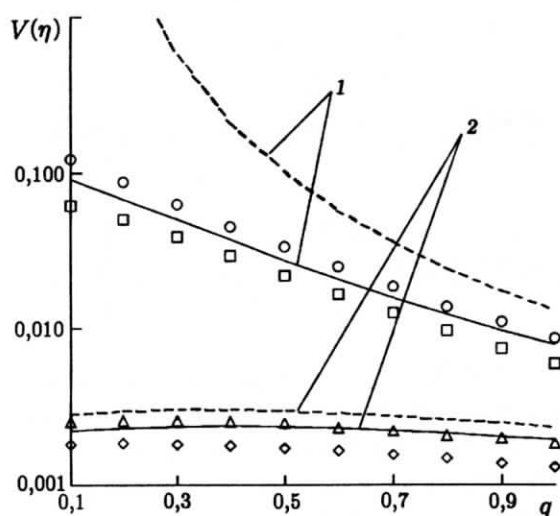


Рис. 5

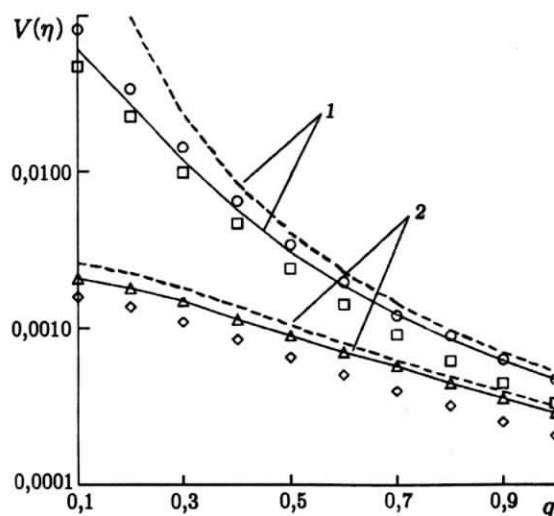


Рис. 6

характеристикой, 6 — генератор линейно изменяющегося напряжения, 7 — интеграторы на интервале времени $[T_1, T_2]$. Очевидно, что аппаратная реализация байесовского измерителя длительности несколько сложнее реализации МП измерителя. Тем не менее, как и в [1–3], структурная схема байесовского измерителя длительности является одноканальной по оцениваемому параметру. Это существенно облегчает аппаратную реализацию байесовского алгоритма оценки.

Следует отметить, что теоретический анализ байесовского измерителя, как и байесовского обнаружителя, осуществить не удастся. В связи с этим исследование эффективности байесовских алгоритмов обнаружения и оценивания было выполнено методами статистического моделирования на ЭВМ. Кроме этого, на ЭВМ моделировались также МП алгоритмы обнаружения стохастического сигнала и оценивания его неизвестной длительности с целью установления границ применимости асимптотических формул (8), (9), (13), (27), (28).

3. РЕЗУЛЬТАТЫ СТАТИСТИЧЕСКОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ

Статистическое моделирование алгоритмов обнаружения и оценивания длительности стохастического сигнала (1), где $\xi(t)$ обладает спектром мощности (10), выполнялось на ЭВМ. Для такого процесса выражение, определяющее логарифм ФОП (4), переписывается в виде

$$M(\tau) = M(\eta T_2) = \tilde{M}(\eta) = q M_y(\eta)/(1+q) + z_{\max} M_x(\eta)/(1+q) - E_1 \eta. \quad (29)$$

Здесь

$$\eta = \tau/T_2, \quad E_1 = \mu_{\min} \ln(1+q)/\eta_1 + z_{\max}^2 [2(1+q)]^{-1},$$

$$M_y(\eta) = \int_0^\eta \tilde{y}^2(\tilde{t}) d\tilde{t}, \quad \tilde{t} = t/T_2, \quad (30)$$

$$M_x(\eta) = \sqrt{2} \int_0^\eta \tilde{x}(\tilde{t}) d\tilde{t}, \quad (31)$$

$$\tilde{y}(\tilde{t}) = \int_{-\infty}^{+\infty} \tilde{x}(t') \tilde{H}(\tilde{t} - t') dt', \quad (32)$$

$$\tilde{H}(\tilde{t}) = \sin(2\pi\mu_{\min}\tilde{t}/\eta_1)/(\pi\tilde{t}), \quad (33)$$

$$\tilde{x}(\tilde{t}) = \theta_0 \tilde{s}(\tilde{t}, \eta_0) + \tilde{n}(\tilde{t}), \quad \tilde{s}(\tilde{t}, \eta_0) = \tilde{\xi}(\tilde{t}) I[(\tilde{t} - \eta_0/2)/\eta_0], \quad (34)$$

$$\tilde{\xi}(\tilde{t}) = \xi(\tilde{t}T_2) \sqrt{T_2/N_0}, \quad (35)$$

$$\tilde{n}(\tilde{t}) = n(\tilde{t}T_2) \sqrt{T_2/N_0}. \quad (36)$$

Подставляя (34)–(36) в (30)–(32), получаем

$$M_x(\eta) = \theta_0 M_{xs}(\eta) + M_{xN}(\eta), \quad \tilde{y}(\tilde{t}) = \theta_0 \tilde{y}_s(\tilde{t}) + \tilde{y}_N(\tilde{t}),$$

$$M_{xs}(\eta) = \sqrt{2} \int_0^\eta \tilde{s}(\tilde{t}, \eta_0) d\tilde{t}, \quad (37)$$

$$M_{xN}(\eta) = \sqrt{2} \int_0^\eta \tilde{n}(\tilde{t}) d\tilde{t}, \quad (38)$$

$$\tilde{y}_N(\tilde{t}) = \int_{-\infty}^{+\infty} \tilde{n}(t') \tilde{H}(\tilde{t} - t') dt', \quad (39)$$

$$\tilde{y}_s(\tilde{t}) = \int_{-\infty}^{+\infty} \tilde{s}(t', \eta_0) \tilde{H}(\tilde{t} - t') dt'. \quad (40)$$

Таким образом, для получения логарифма ФОП (29) необходимо формировать (38), (39) как функционалы от одной и той же реализации нормированного белого шума $\tilde{n}(\tilde{t})$ (36). При наличии сигнала ($\theta_0 = 1$) необходимо ещё формировать (37), (40) как функционалы от одной и той же реализации нормированного случайного процесса (35).

В процессе моделирования вырабатывались отсчёты функций (34), (35), (39) с шагом $\Delta\tilde{t}$ и функции (38) с шагом $\Delta\eta$. Дискретные отсчёты этих процессов формировались на основе последовательности независимых гауссовских случайных чисел методом скользящего суммирования [12]:

$$\begin{aligned} \tilde{\xi}_j &= z_{\max}/\sqrt{2} + \sqrt{\mu_{\min}q/\eta_1} \sum_{k=1}^{2p+1} C_k \beta_{k+j-1}, \\ \tilde{y}_{Nj} &= \sqrt{\mu_{\min}/\eta_1} \sum_{k=1}^{2p+1} C_k \alpha_{k+j-p-1}, \\ M_{xNi} &= \sqrt{\Delta\tilde{t}} \sum_{k=0}^{i\nu-1} \alpha_k, \quad \nu = \text{int}(\Delta\eta/\Delta\tilde{t}), \\ C_k &= \frac{\sin[2\pi\mu_{\min}\Delta\tilde{t}(k-p-1)/\eta_1]}{\pi(k-p-1)\sqrt{2\mu_{\min}\Delta\tilde{t}/\eta_1}}. \end{aligned} \quad (41)$$

Здесь α_k и β_k — независимые гауссовские случайные величины с нулевыми математическими ожиданиями и единичными дисперсиями, $\text{int}(x)$ — целая часть x .

Число слагаемых p в (41) выбиралось таким образом, чтобы относительное отклонение дисперсии сформированного отсчёта от дисперсии моделируемого процесса не превышало заданную величину ε [6, 12], т. е.

$$\left| 1 - \sum_{k=1}^{2p+1} C_k^2 \right| < \varepsilon. \quad (42)$$

Полагая $p = 100$, получаем, что для процессов (35), (39) относительное отличие дисперсий $\varepsilon < 0,05$, а для процесса (38) $\varepsilon < 0,01$.

Для построения ступенчатой аппроксимации процессов (35), (39) был выбран шаг дискретизации

$$\Delta \tilde{t} = 0,1 \eta_1 / \mu_{\min}. \quad (43)$$

При этом относительная среднеквадратичная погрешность аппроксимации реализаций этих процессов ступенчатыми функциями

$$\delta = \left\{ \max_{t^* - \Delta/2 < t < t^* + \Delta/2} \langle [\chi(t^*) - \chi(t)]^2 \rangle / \sigma_\chi^2 \right\}^{1/2} \quad (44)$$

не превышала $\delta = 0,1$. В (44) t^* — одна из точек, в которых формировались отсчёты процесса $\chi(t)$, σ_χ^2 — его дисперсия. Соответственно, $\chi(t)$ — один из процессов (35), (39) или (38), $\Delta = \Delta \tilde{t}$ при формировании (35), (39) и $\Delta = \Delta \eta$ при формировании (38). Для построения ступенчатой аппроксимации процесса (38) был выбран шаг дискретизации

$$\Delta \eta = \Delta \tilde{t} = 0,1 \eta_1 / \mu_{\min}. \quad (45)$$

При таком выборе шага дискретизации среднеквадратичная погрешность ступенчатой аппроксимации процесса (38) $\delta \leq 0,03$.

Сформированные согласно (41) ступенчатые аппроксимации процесса (35) использовались для вычисления интеграла (40). С учётом поведения импульсной характеристики (33) при замене интеграла конечной суммой использовался шаг дискретизации (43) и учитывался $2p + 1$ отсчёт подынтегральной функции при $p = 100$. В результате среднеквадратичная относительная погрешность аппроксимации процессов (39), (40) была практически одинакова и не превышала 0,1. Интегралы в (30), (37) также заменялись конечными суммами с шагом дискретизации (43), а сами функции (30), (37) аппроксимировались ступенчатыми функциями с шагом (45). В результате функции (30), (37), а следовательно, и сам логарифм ФОП (29) формировались с относительной среднеквадратичной погрешностью, не превышающей 0,03.

На основе дискретных отсчётов логарифма ФОП (29) вырабатывались величины

$$M_m = \max \tilde{M}(n \Delta \eta), \quad n \in [n_{\min}, n_{\max}], \quad (46)$$

$$\hat{\tau} = T_2 \Delta \eta \arg \sup \tilde{M}(n \Delta \eta), \quad (47)$$

$$I = \frac{\Delta \eta}{1 - \eta_1} \sum_{n=n_{\min}}^{n_{\max}} \exp[\tilde{M}(n \Delta \eta)], \quad (48)$$

$$\tau_B = T_2 \Delta \eta \sum_{n=n_{\min}}^{n_{\max}} n \exp[\tilde{M}(n \Delta \eta)] \left\{ \sum_{n=n_{\min}}^{n_{\max}} \exp[\tilde{M}(n \Delta \eta)] \right\}^{-1}, \quad (49)$$

$$n_{\min} = \text{int}(\eta_1 / \Delta \eta), \quad n_{\max} = \text{int}(\eta_2 / \Delta \eta) = \text{int}(1 / \Delta \eta).$$

Моделировались МП алгоритм обнаружения (7), обобщённый МП алгоритм обнаружения с оптимальным порогом $c^* = \arg \inf P_e(c)$, а также байесовский алгоритм обнаружения. Для этого формировались величины (46) и (48) при $\theta_0 = 0$ и $\theta_0 = 1$. Первая из них сравнивалась с порогами $c = 0$ и $c = c^*$, а вторая с порогом p_0/p_1 . Если при $\theta_0 = 0$ соответствующий порог был превышен, то фиксировалась ошибка ложной тревоги. Если при $\theta_0 = 1$ выполнялись условия $I < p_0/p_1$ или $M_m < c$, то фиксировалась ошибка пропуска сигнала. В качестве оценок вероятностей ложной тревоги и пропуска сигнала использовались относительные частоты появления соответствующих ошибок. Для моделирования МП и байесовского алгоритмов оценивания длительности при $\theta_0 = 1$ формировались величины $\hat{\tau}$ (47) и τ_B (49) соответственно. При этом согласно (11) истинное значение нормированной длительности $\eta_0 = \tau_0/T_2$ в каждом испытании выбиралось случайным, распределённым равномерно на интервале $[\eta_1, \eta_2]$.

В процессе моделирования было реализовано 10^4 циклов испытаний для каждого значения θ_0, μ_{\min}, q и z_{\max} . Следовательно, с вероятностью 0,9 границы доверительных интервалов отклоняются от экспериментальных значений не более чем на 20 %.

Результаты моделирования приведены на рис. 2, 3 и рис. 5, 6. На рис. 2 и 3 нанесены экспериментальные значения средней вероятности ошибки байесовского и МП обнаружителя. Кружками показаны экспериментальные значения средней вероятности ошибки P_e МП обнаружителя при $c = 0$ и $z_{\max} = 0$, а треугольниками — при $c = 0$ и $z_{\max} = 10$. Экспериментальные значения средней вероятности ошибки МП обнаружителя с оптимизированным порогом нанесены квадратами для $z_{\max} = 0$ и ромбиками для $z_{\max} = 10$. Экспериментальные значения средней вероятности ошибки для БО практически совпадают с соответствующими вероятностями ошибки для МП обнаружителя с оптимизированным порогом. Поэтому квадратики и ромбики на рис. 2 и 3 обозначают также экспериментальные значения средней вероятности ошибки БО для $z_{\max} = 0$ и $z_{\max} = 10$ соответственно.

Как следует из рис. 2 и 3, асимптотически точные теоретические формулы (8), (9) для характеристик МП обнаружителя при $\mu_{\min} \geq 10$ удовлетворительно аппроксимируют экспериментальные данные. Более того, если $z_{\max} \geq 10$, то теоретические формулы (8), (9) для характеристик обнаружения хорошо аппроксимируют экспериментальные данные при любых μ_{\min} . Отметим также, что характеристики байесовского и МП обнаружителя с оптимизированным порогом почти полностью совпадают. Это позволяет рекомендовать формулы (8), (9) для расчёта средней вероятности ошибки при использовании БО: $P_{eB} \simeq \inf P_e(c)$.

На рис. 5 и 6 приведены экспериментальные значения безусловного рассеяния МП и байесовской оценок нормированной длительности, которые обозначены кружками и треугольниками для МП оценки при $z_{\max} = 0$ и $z_{\max} = 10$ соответственно, а также квадратами и ромбиками — для байесовской оценки при тех же условиях. Результаты моделирования МП измерителя свидетельствуют о том, что теоретические формулы (12), (27) удовлетворительно аппроксимируют экспериментальные данные, если $\mu_{\min} \geq 10$. Если же $z_{\max} \geq 10$, то точность аппроксимации экспериментальных данных теоретическими формулами (12), (27) почти не зависит от величины μ_{\min} . Из рис. 5, 6 также следует, что область применимости теоретического предельного значения (28) рассеяния оценки несколько уже области применимости формулы (27). Действительно, при малых q, z_{\max} и μ_{\min} теоретические зависимости $V_0(\hat{\eta}) = V_0(\hat{\eta} | \eta_0)$ (28) могут существенно отклоняться от экспериментальных значений. Кроме того, из рис. 5, 6 следует, что безусловное рассеяние байесовской оценки длительности меньше рассеяния МП оценки при всех q, z_{\max} и μ_{\min} . В частности, если $q \gtrsim 0,5$, то $V(\tau_B)/V(\hat{\tau}) \simeq 0,7$, что совпадает с аналогичным соотношением, полученным в [13] для квазидетерминированного сигнала. Если же q мало ($q < 0,5$), то $V(\tau_B)/V(\hat{\tau}) \simeq 0,4$.

4. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

При использовании одинакового объема априорной информации и равномерном априорном распределении неизвестной длительности стохастического сигнала характеристики максимально правдоподобного и байесовского алгоритмов обнаружения практически совпадают. Следовательно, вместо относительно сложного байесовского обнаружителя можно использовать более простой максимально правдоподобный обнаружитель с оптимизированным порогом. При оценке длительности стохастического сигнала, если не требуется очень высокая точность оценки, можно использовать максимально правдоподобный измеритель, более легко реализуемый аппаратно. Если же необходимо обеспечить предельно достижимую точность оценки, то целесообразно использовать байесовский измеритель.

Работа выполнена при поддержке Минобразования РФ (проект ЕОО-3.5-5).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Ванжа А. В., Силаев А. М. // Изв. вузов. Радиофизика. 1995. Т. 38, № 12. С. 1 257.
2. Трифонов А. П., Чернояров О. В. // Изв. вузов. Радиофизика. 1998. Т. 41, № 8. С. 1 058.
3. Трифонов А. П., Парфёнов В. И., Мишин Д. В. // Изв. вузов. Радиофизика. 1997. Т. 40, № 12. С. 1 531.
4. Кремер И. Я., Владимиров В. И., Карпунин В. И. Модулирующие помехи и приём радиосигналов. М.: Сов. радио, 1972. 480 с.
5. Харкевич А. А. Избранные труды. Т. 2. М.: Наука, 1973. С. 524.
6. Трифонов А. П., Нечаев Е. П., Парфёнов В. И. Обнаружение стохастических сигналов с неизвестными параметрами. Воронеж: ВГУ, 1991. 246 с.
7. Трифонов А. П. // Теория обнаружения сигналов. М.: Радио и связь, 1984. С. 12.
8. Куликов Е. И., Трифонов А. П. Оценка параметров сигналов на фоне помех. М.: Сов. радио, 1978. 296 с.
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. Тихонов В. И., Миронов М. А. Марковские процессы. М.: Радио и связь, 1977. 488 с.
11. Терентьев А. С. // Радиотехника и электроника. 1968. Т. 13, № 4. С. 652.
12. Быков В. В. Цифровое моделирование в статистической радиотехнике. М.: Сов. радио, 1971. 326 с.
13. Ибрагимов И. А., Хасьминский Р. З. Асимптотическая теория оценивания. М.: Наука, 1979. 528 с.

Воронежский государственный университет, г. Воронеж,
Россия

Поступила в редакцию
4 сентября 2000 г.

OPTIMAL RECEPTION OF A STOCHASTIC SIGNAL WITH UNKNOWN DURATION
ON THE BACKGROUND OF WHITE NOISE

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

The algorithm of the optimal (bayesian) detection and estimation of duration of a stochastic signal on the background of white noise is obtained. Potential characteristics of the reception are determined by numerical simulations.