

84

84

ИЗВЕСТИЯ ВУЗОВ МВ и ССО СССР РАДИОЭЛЕКТРОНИКА

ОТДЕЛЬНЫЙ ОТТИСК

4

КИЕВ — 1986

непараметрических обнаружителей имеют большое значение с точки зрения проблемы электромагнитной совместимости, т. е. при работе в условиях интенсивных взаимных помех. Особенно важны эти преимущества при наличии большого числа одновременно работающих одноканальных радиоэлектронных устройств. При этом наложение регулярных несинхронных потоков от нескольких источников приводит к суммарному потоку, который на практике можно считать пуассоновским [5]. Потери по обнаружению ЗО и РО в условиях воздействия ХИП могут быть легко оценены по характеристикам обнаружения, рассчитанным для этих условий.

ЛИТЕРАТУРА

1. Акимов П. С., Кубасов А. Н. Ранговое обнаружение импульсного сигнала на фоне шума и хаотических импульсных помех.— Изв. вузов МВ и ССО СССР. Радиоэлектроника, 1977, т. 20, № 5, с. 68—74.
2. Теория обнаружения сигналов / П. С. Акимов, П. А. Бакут, В. А. Богданович и др. / Под ред. П. А. Бакута.— М.: Радио и связь, 1984.—440 с.
3. Финкельштейн М. И. Основы радиолокации.— М.: Радио и связь, 1984.—536 с.
4. Акимов П. С., Ефремов В. С. Характеристики обнаружения рангового радиолокационного обнаружителя.— Радиотехника и электроника, 1974, т. 19, № 7, с. 1527—1531.
5. Вентцель Е. С. Теория вероятностей.— М.: Физматгиз, 1962.—564 с.

Поступила в редакцию после переработки 03.06.85.

УДК 621.391

ЭФФЕКТИВНОСТЬ АЛГОРИТМА СОВМЕСТНОГО ОБНАРУЖЕНИЯ СИГНАЛА И ОЦЕНКИ ЕГО ЭНЕРГЕТИЧЕСКОГО ПАРАМЕТРА

ТРИФОНОВ А. П., БУТЕЙКО В. К.

Получены асимптотически точные формулы для характеристик алгоритма максимального правдоподобия совместного обнаружения и оценки длительности сигнала с неизвестной амплитудой, а также радиосигнала с неизвестными амплитудой и начальной фазой. Приведены результаты статистического моделирования.

Для широкого круга радиотехнических задач характерно, что одновременно с обнаружением сигнала на фоне помех необходимо формировать оценку его неизвестного параметра. В [1—3] исследованы различные методы синтеза алгоритмов совместного обнаружения сигналов и оценки их параметров. Рассмотрим здесь возможность определения характеристик алгоритма максимального правдоподобия совместного обнаружения-оценки. Пусть в смеси с помехой наблюдается сигнал $S(t, \lambda, \theta) = \theta s(t, \lambda)$, где $\theta = 0$ с вероятностью p_0 и $\theta = 1$ с вероятностью $p_1 = 1 - p_0$, а λ — неизвестный параметр, энергетический в том смысле [2], что $s(t, \lambda = 0) \equiv 0$, причем $0 < \lambda_1 \leq \lambda < \lambda_2$.

Согласно [1], приемное устройство вырабатывает логарифм функционала отношения правдоподобия (ЛФОП) $L(\lambda)$ для всех $\lambda \in [\lambda_1; \lambda_2]$, а затем определяет величину $\mu = \sup L(\lambda)$ и положение $\hat{\lambda} = \arg \sup L(\lambda)$ абсолютного максимума ЛФОП. Решение о наличии сигнала принимается, когда

$$\mu > h, \quad (1)$$

и решение о его отсутствии, если $\mu < h$. Оценка параметра $\tilde{\lambda}$ при этом имеет вид

$$\tilde{\lambda} = \begin{cases} \hat{\lambda}, & \mu > h, \\ 0, & \mu < h. \end{cases} \quad (2)$$

Расчет характеристик алгоритма совместного обнаружения-оценки. При решении прикладных задач эффективность алгоритма совместного обнаружения-оценки удобно описывать величинами вероятностей ошибок первого рода (ложной тревоги) α и второго рода (пропуска сигнала) β , а также величиной рассеяния (среднего квадрата ошибки) оценки. Согласно (1)

$$\alpha = \int_h^\infty W(\mu|0) d\mu, \quad \beta(\lambda_0) = \int_{-\infty}^h W(\mu|1, \lambda_0) d\mu, \quad (3)$$

где $W(\mu|0)$ — плотность вероятности величины абсолютного максимума $L(\lambda)$, $\lambda \in [\Lambda_1, \Lambda_2]$ при отсутствии, а $W(\mu|1, \lambda_0)$ — при наличии сигнала с неизвестным параметром λ_0 . Вероятности ошибок (3) для ряда сигналов с неизвестным энергетическим параметром определены в [4—6].

Найдем далее рассеяние оценки (2). При наличии сигнала из (2) имеем $P[\tilde{\lambda} = \hat{\lambda}] = P[\mu > h|1, \lambda_0]$, $P[\tilde{\lambda} = 0] = P[\mu < h|1, \lambda_0]$. Обозначим

$$W_1(\tilde{\lambda}) = W(\hat{\lambda}|1, \lambda_0, \mu > h)|_{\hat{\lambda}=\tilde{\lambda}}, \quad (4)$$

где $W(\hat{\lambda}|1, \lambda_0, \mu > h)$ — плотность вероятности положения $\hat{\lambda}$ абсолютного максимума ЛФОП при наличии сигнала и $\mu > h$. Тогда плотность вероятности оценки (2) при наличии сигнала запишется как

$$W(\tilde{\lambda}|1, \lambda_0) = P[\mu > h|1, \lambda_0] W_1(\tilde{\lambda}) + P[\mu < h|1, \lambda_0] \delta(\tilde{\lambda}). \quad (5)$$

При отсутствии сигнала $P[\tilde{\lambda} = \hat{\lambda}] = P[\mu > h|0]$; $P[\tilde{\lambda} = 0] = P[\mu < h|0]$. Обозначая

$$W_0(\tilde{\lambda}) = W(\hat{\lambda}|0, \mu > h)|_{\hat{\lambda}=\tilde{\lambda}}, \quad (6)$$

где $W(\hat{\lambda}|0, \mu > h)$ — плотность вероятности положения абсолютного максимума ЛФОП при отсутствии сигнала и $\mu > h$, находим

$$W(\tilde{\lambda}|0) = P[\mu > h|0] W_0(\tilde{\lambda}) + P[\mu < h|0] \delta(\tilde{\lambda}). \quad (7)$$

В результате, условная плотность вероятности оценки (2) определяется выражением

$$W(\tilde{\lambda}|\lambda_0) = p_0 W(\tilde{\lambda}|0) + p_1 W(\tilde{\lambda}|1, \lambda_0). \quad (8)$$

Заметим, что в (5), (7) $P[\mu > h|1, \lambda_0] = 1 - \beta(\lambda_0)$, $P[\mu < h|1, \lambda_0] = \beta(\lambda_0)$, $P[\mu > h|0] = \alpha$ и $P[\mu < h|0] = 1 - \alpha$. Следовательно, если известны вероятности ошибок (3), то для расчета характеристик оценки (2) достаточно найти плотности вероятности $W_1(\tilde{\lambda})$ (4) и $W_0(\tilde{\lambda})$ (6). Их можно выразить через совместные плотности вероятности $W_i(\mu, \lambda)$, $i=0, 1$ величины μ и положения $\hat{\lambda}$ абсолютного максимума ЛФОП $L(\lambda)$, $\lambda \in [\Lambda_1; \Lambda_2]$ при отсутствии ($i=0$) и наличии ($i=1$) сигнала. Действительно, очевидно

$$W_i(\lambda) = \int_h^\infty W_i(\mu, \lambda) d\mu. \quad (9)$$

Непосредственное определение плотностей вероятности $W_i(\lambda)$ или $W_i(\mu, \lambda)$ в большинстве практических задач наталкивается на существенные трудности. Поэтому введем в рассмотрение вспомогательную функцию

$$F_i(u, v, \Lambda) = P[L(\lambda) < u, L(\lambda') < v | i], \quad \Lambda_1 \leq \lambda < \Lambda, \Lambda \leq \lambda' \leq \Lambda_2, \quad (10)$$

где $i = 0; 1$, а $\Lambda \in [\Lambda_1; \Lambda_2]$. Тогда из [5] имеем

$$W_i(\mu, \lambda) = [\partial^2 F_i(\mu, v, \Lambda) / \partial \mu \partial \Lambda]_{\mu=v=\mu, \Lambda=\lambda}. \quad (11)$$

Заметим, что вероятности ошибок также выражаются через вспомогательную функцию (10). Именно

$$\alpha = 1 - F_0(h, h, \Lambda_2), \quad \beta = F_1(h, h, \Lambda_2). \quad (12)$$

В ряде случаев функция (10) может быть найдена методами решения задач о достижении границы случайным процессом [7, 8].

Если возможно определить плотность вероятности $W_i(\lambda)$ или $W_i(\mu, \lambda)$, то с помощью (8), (9) для смещения (систематической ошибки) и рассеяния оценки (2) находим

$$b(\tilde{\lambda} | \lambda_0) = p_0 b_0 + p_1 [b_1 - \lambda_0 \beta(\lambda_0)], \quad V(\tilde{\lambda} | \lambda_0) = p_0 V_0 + p_1 [V_1 + \lambda_0^2 \beta(\lambda_0)], \quad (13)$$

где

$$b_i = \int_{\Lambda_1}^{\Lambda_2} (\lambda - i\lambda_0) \widetilde{W}_i(\lambda) d\lambda, \quad V_i = \int_{\Lambda_1}^{\Lambda_2} (\lambda - i\lambda_0)^2 \widetilde{W}_i(\lambda) d\lambda. \quad (14)$$

Сигнал с неизвестными амплитудой и длительностью. Найдем характеристики оценки длительности $\tau \in [T_1; T_2]$ прямоугольного импульса

$$s(t, A, \tau) = \begin{cases} A, & 0 < t < \tau, \\ 0, & t < 0, t > \tau \end{cases} \quad (15)$$

с неизвестной амплитудой A при приеме на фоне белого шума с односторонней спектральной плотностью N_0 . Полагаем, что в оценке амплитуды нет необходимости, т. е. она является неинформативным параметром. Выражения для ЛФОР $L_a(\tau)$ сигнала (15) с неизвестной амплитудой, а также вероятности ошибок (3) получены в [5]. Найдем здесь характеристики оценки длительности сигнала (15) при одновременном обнаружении.

Полагая отсутствие сигнала, аналогично [5], в выражении для ЛФОР $L_a(\tau)$, перейдем к новой переменной $\gamma = \ln(\tau/T_1)$, причем $0 \leq \gamma \leq \Gamma = \ln(T_2/T_1)$. Согласно [5, 7] $\tilde{L}_a(\gamma) = L_a[\tau(\gamma)]$ является марковским случайным процессом. Введем величину $\chi \in [0; \Gamma]$ и обозначим:

$$P_1(u) = P[\tilde{L}_a(\gamma) < u], \quad P_2(v) = P[\tilde{L}_a(\gamma) < v], \quad (16)$$

$$0 \leq \gamma \leq \chi, \quad \chi < \gamma \leq \Gamma.$$

В [4, 9] показано, что при $u \rightarrow \infty: P[\tilde{L}_a(\gamma) < u] \rightarrow \exp[-\chi \sqrt{u/\pi} \exp(-u)]$. Значит, для больших, но конечных u можно записать:

$$P_1(u) \simeq \exp[-\chi \sqrt{u/\pi} \exp(-u)]. \quad (17)$$

В общем случае функция от u в правой части (17) не является неубывающей. Поэтому, следуя [4, 5, 9], вместо (17) будем использовать аппроксимацию

$$P_1(u) \simeq \begin{cases} \exp[-\chi \sqrt{u/\pi} \exp(-u)], & u \geq 1/2, \\ 0, & u < 1/2. \end{cases} \quad (18)$$

Совершенно аналогично находим аппроксимацию

$$P_2(v) \simeq \begin{cases} \exp[-(\Gamma - \chi) \sqrt{v/\pi} \exp(-v)], & v \geq 1/2, \\ 0, & v < 1/2. \end{cases} \quad (19)$$

Точность аппроксимаций (18) и (19) растет с увеличением u, v, χ и $\Gamma - \chi$, т. е. с увеличением порога h (1), (9) и отношения T_2/T_1 .

Согласно [5] $\tilde{L}_a(\gamma)$ представляет собой квадрат гауссовского стационарного процесса. Следовательно, используя [10—12], нетрудно показать, что поток выбросов конечной длительности ЛФОР $\tilde{L}_a(\gamma)$ за достаточно высокий уровень приближенно является пуассоновским. На этом основании для вспомогательной функции (10) при отсутствии сигнала можем записать

$$F_0(u, v, \chi) = P_1(u) P_2(v). \quad (20)$$

Подставляя (18), (19) в (20), а (20) — в (11) и возвращаясь к исходной переменной $\tau = T_1 \exp(\gamma)$, получаем

$$W_0(\tau) = \frac{\alpha_a}{\ln(T_2/T_1)} \begin{cases} 1/\tau, & T_1 \leq \tau \leq T_2, \\ 0, & \tau < T_1, \tau > T_2, \end{cases} \quad (21)$$

где α_a — вероятность ложной тревоги, найденная в [5]. Затем из (21), (14) имеем

$$b_0 = \alpha_a (T_2 - T_1) / \ln(T_2/T_1), \quad V_0 = \alpha_a (T_2^2 - T_1^2) / 2 \ln(T_2/T_1). \quad (22)$$

С помощью вспомогательной функции (10) в [5] найдено асимптотически точное выражение для совместной плотности вероятности $W_1(\mu, \tau)$ при наличии сигнала. Воспользовавшись этим выражением, согласно (9), можем записать:

$$W_1(\tau) = \frac{1}{z^4 \pi \tau_0 [(l - l_1)(1 - l)]^{3/2}} \int_0^\infty \int_0^\infty \left\{ \Phi \left[\frac{z^2(1 - 1/l_2)/2 + x_1}{z \sqrt{1 - 1/l_2}} \right] - \exp(-x_1) \Phi \left[\frac{z^2(1 - 1/l_2)/2 - x_1}{z \sqrt{1 - 1/l_2}} \right] \right\} \exp \left\{ -\frac{[x - z^2(l - l_1)/2]^2}{2z^2(l - l_1)} - \frac{[x_1 + z^2(1 - l)/2]^2}{2z^2(1 - l)} \right\} \Phi \left[\frac{x - h + l_1 z^2/2}{z \sqrt{l_1}} \right] x x_1 dx dx_1, \quad (23a)$$

когда $\tau < \tau_0$, и

$$W_1(\tau) = \frac{1}{2z^2 \pi \tau_0 (1 - 1/l)^{3/2} \sqrt{1 - l_1}} \left\{ \frac{1}{z} \sqrt{\frac{2l_2}{\pi(l_2 - 1)}} \exp \left[-\frac{z^2(l_2 - 1)}{8l_2} \right] + \Phi \left(z \sqrt{\frac{l_2 - 1}{l_2}} \right) \right\} \int_0^\infty \int_0^\infty \left\{ 1 - \exp \left[\frac{-2xx_1}{z^2(1 - l_1)} \right] \right\} \exp \left\{ -\frac{[x_1 + z^2(1 - 1/l)/2]^2}{2z^2(1 - 1/l)} - \frac{[x - x_1 - z^2(1 - 1/l_1)/2]^2}{2z^2(1 - l_1)} \right\} \Phi \left[\frac{x - h + l_1 z^2/2}{z \sqrt{l_1}} \right] dx dx_1, \quad (23b)$$

когда $\tau > \tau_0$. Здесь $z^2 = 2A_0^2 \tau_0 / N_0$ — отношение сигнал/шум для принятого сигнала, A_0 и τ_0 — истинные значения неизвестных параметров сигнала (15), $l = \tau/\tau_0$, $l_i = T_i/\tau_0$, $i = 1, 2$; $\Phi(\cdot)$ — интеграл вероятности [8]. Подставляя (23) в (14), получаем смещение и рассеяние оценки (2) при наличии сигнала. Заметим, что, положив в (23) $h = -\infty$, а затем в (13) $p_0 = 0$, $p_1 = 1$, приходим к результатам [5], найденным применительно к сигналу (15), присутствующему в реализации наблюдаемых данных с вероятностью 1.

Выражения для характеристик оценки длительности сигнала (15) при $p_1 < 1$ оказываются довольно громоздкими. Однако они существенно упрощаются, когда отношение сигнал/шум для принятого сигнала весьма велико. Действительно, при $z \gg 1$ из (23) и (14) имеем

$$b_1 \simeq 0, \quad V_1 \simeq 26\tau_0^2 \Phi(z^2/2 - h)/z/z^4. \quad (24)$$

Сигнал с неизвестными амплитудой, длительностью и начальной фазой. Модель сигнала (15) предполагает применение когерентной обработки. В то же время, во многих практических приложениях начальная фаза радиосигнала неизвестна и применяется некогерентная обработка. Рассмотрим совместное обнаружение и оценку длительности радиосигнала

$$s(t, A, \tau, \varphi) = \begin{cases} A \cos(\omega_0 t - \varphi), & 0 < t < \tau, \\ 0, & t < 0, t > \tau \end{cases} \quad (25)$$

с неизвестными амплитудой и начальной фазой.

При помехе в виде гауссовского белого шума, максимизируя ЛФОР $L(A, \tau, \varphi)$ для сигнала (25) по A и φ , получаем [13]

$$L_\varphi(\tau) = \max_{A, \varphi} L(A, \tau, \varphi) = 2 [X^2(\tau) + Y^2(\tau)] / \tau N_0. \quad (26)$$

Здесь $X(\tau) = \int_0^\tau x(t) \cos(\omega_0 t) dt$, $Y(\tau) = \int_0^\tau x(t) \sin(\omega_0 t) dt$, $x(t) = s(t, A_0, \tau_0, \varphi_0) + n(t)$ с вероятностью p_1 и $x(t) = n(t)$ с вероятностью p_0 , а $n(t)$ — помеха. Если сигнал (25) отсутствует на входе приемника, то

$$X(\tau) = \int_0^\tau n(t) \cos(\omega_0 t) dt, \quad Y(\tau) = \int_0^\tau n(t) \sin(\omega_0 t) dt. \quad (27)$$

Подставим (27) в (26) и перейдем к новому аргументу $\gamma = \ln(\tau/T_1)$. Согласно [7], $\tilde{L}_\varphi(\gamma) = L_\varphi[\tau(\gamma)]$ является марковским случайным процессом, который удовлетворяет стохастическому дифференциальному уравнению: $d\tilde{L}_\varphi(\gamma) = [1/2 - \tilde{L}_\varphi(\gamma)] d\gamma + \sqrt{2\tilde{L}_\varphi(\gamma)} d\omega(\gamma)$. Это уравнение записано в симметризованной форме, а $\omega(\gamma)$ — винеровский процесс [7] с дисперсией γ .

Воспользовавшись результатами [4, 9], для функций, аналогичных (16), находим приближенные выражения:

$$P_1(u) \simeq \begin{cases} \exp[-\chi u \exp(-u)], & u \geq 1, \\ 0, & u < 1, \end{cases} \quad (28)$$

$$P_2(v) \simeq \begin{cases} \exp[-(\Gamma - \chi)v \exp(-v)], & v \geq 1, \\ 0, & v < 1, \end{cases} \quad (29)$$

точность которых возрастает с увеличением u , v , χ и $\Gamma - \chi$, т. е. с увеличением порога h и отношения T_2/T_1 . Подставляя (28), (29) в (20) и возвращаясь к прежнему аргументу $\tau = T_1 \exp(\gamma)$, для вероятности ложной тревоги (3) при обнаружении сигнала (25) получаем из (12)

$$\alpha_\varphi = 1 - F_0(h, h, T_2) \simeq \begin{cases} 1 - (T_1/T_2)^{h \exp(-h)}, & h \geq 1, \\ 1, & h < 1. \end{cases} \quad (30)$$

Далее, аналогично (21), (22), находим плотность вероятности

$$W_{0\varphi}(\tau) \simeq \frac{\alpha_\varphi}{\ln(T_2/T_1)} \begin{cases} 1/\tau, & T_1 < \tau < T_2, \\ 0, & \tau < T_1, \tau > T_2, \end{cases}$$

а также смещение и рассеяние

$$b_{0\varphi} \simeq \alpha_\varphi (T_2 - T_1) / \ln(T_2/T_1), \quad V_{0\varphi} = \alpha_\varphi (T_2^2 - T_1^2) / 2 \ln(T_2/T_1) \quad (31)$$

оценки длительности сигнала (25) при его отсутствии на входе приемника.

Когда сигнал (25) присутствует на входе приемника, для ЛФОР (26) можем записать:

$$L_\varphi(\tau) = \left\{ A_0^2 [\min(\tau, \tau_0)]^2 / 2 + 2A_0 \min(\tau, \tau_0) \int_0^\tau n(t) \cos(\omega_0 t - \varphi_0) dt + \right. \\ \left. + \left[\int_0^\tau n(t) \cos(\omega_0 t) dt \right]^2 + \left[\int_0^\tau n(t) \sin(\omega_0 t) dt \right]^2 \right\} / N_0 \tau. \quad (32)$$

Здесь случайный процесс $\hat{n}(\tau) = \int_0^{\tau} n(t) \cos(\omega_0 t - \varphi_0) dt$ при фиксированном значении φ_0 является гауссовским и, в силу узкополосности сигнала (25), обладает корреляционной функцией $N_0 \min(\tau_1, \tau_2)/4$. Следовательно, процесс $\hat{n}(\tau)$ можно аппроксимировать винеровским процессом [7]. В результате, при не слишком малых отношениях сигнал/шум из (32) получаем

$$L_{\varphi}(\tau) \simeq z^2 [\min(1, l)]^2/2l + z \min(1, l) \omega(l)/l, \quad (33)$$

где $z^2 = A_0^2 \tau_0 / N_0$ — отношение сигнал/шум для принятого сигнала. Формула (33) полностью совпадает с аналогичным выражением для ЛФОП $L_a(\tau)$ сигнала (15), приведенным в [5]. Следовательно, вероятности пропуска сигналов (15) и (25) в рассматриваемом приближении совпадают, а характеристики оценки длительности сигнала (25) при его наличии на входе приемника можно найти с помощью (23), (14).

Таким образом, незнание начальной фазы радиосигнала (25) влияет на эффективность алгоритма совместного обнаружения-оценки (1), (2) только при отсутствии сигнала в реализации наблюдаемых данных. Если к тому же порог $h \gg 1$, то из сопоставления величин вероятности ложной тревоги α_a [5] и α_{φ} (30), а также из (22) и (31) имеем $\alpha_{\varphi}/\alpha_a = b_{0\varphi}/b_0 =$

$= V_{0\varphi}/V_0 \simeq \sqrt{p_1 h}$. Отсюда, в частности, следует, что наибольшего влияния отсутствия априорной информации о начальной фазе сигнала (25) на эффективность алгоритма совместного обнаружения-оценки следует ожидать при малой априорной вероятности наличия сигнала p_1 .

Результаты математического моделирования. С целью определения границ применимости полученных асимптотически точных формул проводилось статистическое моделирование алгоритма совместного обнаружения сигнала (15) с неизвестными амплитудой и длительностью и оценки его длительности на ЭВМ. Как это описано в [5], при моделировании воспроизводились отсчеты ЛФОП $L_a(\tau)$ с шагом дискретизации $0,002 \tau_0$ при $T_2/T_1 = 5$ и $\tau_0 = T_2/2$. После определения величины и положения наибольшего отсчета ЛФОП выносилось решение о наличии или отсутствии сигнала согласно (1), а оценка находилась по алгоритму (2). Порог h при этом выбирался в соответствии с критерием Неймана—Пирсона, т. е. по заданному уровню вероятности ложной тревоги. В результате обработки не менее $2 \cdot 10^4$ реализаций смеси сигнала и помехи были получены экспериментальные характеристики алгоритма совместного обнаружения-оценки.

Экспериментальные значения вероятностей ошибок (3) приведены в [5], а на рис. 1 приведены экспериментальные значения нормированного рассеяния оценки длительности сигнала (15) с неизвестной амплитудой. На этом же рисунке нанесены теоретические зависимости $\rho(z) = V(\tau|\tau_0 = T_2/2) \tau_0^{-2}$, рассчитанные по формулам (13), (14), (22), (24) с использованием значений $\beta(\tau_0)$ из [5]. Сплошными кривыми нанесено нормированное рассеяние при пороге h , соответствующем $\alpha_a = 10^{-2}$, а штриховыми — $\alpha_a = 10^{-4}$. Кривые 1 соответствуют $p_1 = 0,9$, а 2 — $p_1 = 0,1$. Как следует из рис. 1, полученные асимптотически точные формулы удовлетворительно аппроксимируют соответствующие экспериментальные зависимости уже при $z > 2-3$.

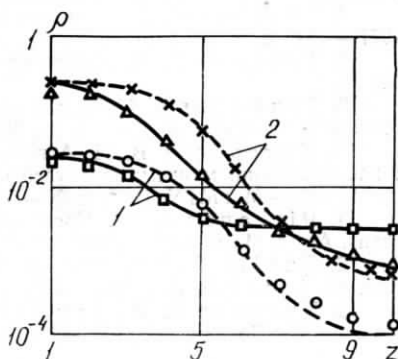


Рис. 1

ЛИТЕРАТУРА

1. Левин Б. Р., Шинаков Ю. С. Совместно оптимальные алгоритмы обнаружения сигналов и оценивания их параметров (обзор).—Радиотехника и электроника, 1977, т. 22, № 11, с. 2239—2256.
2. Миддлтон Д., Эспозито Р. Новые результаты в теории одновременного оптимального обнаружения сигналов и оценки их параметров в шуме.—Проблемы передачи информации, 1970, т. 6, № 2, с. 3—20.
3. Сосулин Ю. Г. Теория обнаружения и оценивания стохастических сигналов.—М.: Сов. радио, 1978.—320 с.
4. Трифонов А. П. Обнаружение сигналов с неизвестными параметрами. В кн.: Теория обнаружения сигналов.—М.: Радио и связь, 1984, с. 12—89.
5. Трифонов А. П., Бутейко В. К. Прием сигнала с неизвестными амплитудой и длительностью на фоне белого шума.—Изв. вузов МВ и ССО СССР. Радиоэлектроника, 1984, т. 27, № 8, с. 28—34.
6. Трифонов А. П. Прием сигнала с неизвестной длительностью на фоне белого шума.—Радиотехника и электроника, 1977, т. 22, № 1, с. 90—98.
7. Тихонов В. И., Миронов М. А. Марковские процессы.—М.: Сов. радио, 1977.—432 с.
8. Тихонов В. И. Статистическая радиотехника.—М.: Радио и связь, 1982.—624 с.
9. Трифонов А. П. Прием случайного сигнала с неизвестной частотой.—Радиотехника и электроника, 1980, т. 25, № 4, с. 749—759.
10. Питербарг В. И. Асимптотическая пуассоновость числа высоких выбросов и распределение максимума гауссовского однородного поля.—В кн.: Выбросы случайных полей.—М.: МГУ, 1972, с. 90—118.
11. Pickands J. III. Upcrossing probabilities for stationary Gaussian process.—Trans. Amer. Math. Soc., November, 1969, 145.
12. Qualls C., Watanabe H. Asymptotic properties of Gaussian processes.—Ann. of Math. Stat., 1972, v. 3, N 2, p. 580—596.
13. Куликов Е. И., Трифонов А. П. Оценка параметров сигналов на фоне помех.—М.: Сов. радио, 1978.—296 с.

Поступила в редакцию после доработки 07.08.85.

УДК 621.391

ПРИЕМ СИГНАЛА С НЕИЗВЕСТНОЙ ЗАДЕРЖКОЙ ПРИ НАЛИЧИИ МОДУЛИРУЮЩЕЙ ПОМЕХИ

ТРИФОНОВ А. П., ЗАХАРОВ А. В.

Установлена структура приемника максимального правдоподобия и найдены вероятности ошибок при обнаружении сигнала на фоне белого шума. Получены выражения для характеристик оценки задержки сигнала с учетом аномальных ошибок.

Помехоустойчивость систем передачи информации существенно ограничивается модулирующими (мультипликативными) помехами, неизбежно присутствующими в реальных каналах связи [1, 2] и др. Рассмотрим прием импульса

$$s(t, \tau_0) = \begin{cases} a[1 + k\xi_0(t)], & |t - \tau_0| \leq \gamma/2, \\ 0, & |t - \tau_0| > \gamma/2, \end{cases} \quad (1)$$

искаженного модулирующей гауссовской помехой $\xi_0(t)$, на фоне гауссовского белого шума $n(t)$ с односторонней спектральной плотностью N_0 . Здесь $\xi_0(t)$ — безразмерный стационарный случайный процесс, описывающий паразитную модуляцию сигнала, причем $\langle \xi_0(t) \rangle = 0$, $\langle \xi_0(t)\xi_0(t+\lambda) \rangle = K_0(\lambda)$, $K_0(0) = 1$; k — коэффициент паразитной модуляции. Полагаем, что неизвестная задержка τ сигнала (1) принимает значения из априорного интервала $[-T_0/2; T_0/2]$. Для обнаружения сигнала (1) и оценки его задержки используем метод максимального правдоподобия. Устройство, реализующее этот метод, будем называть