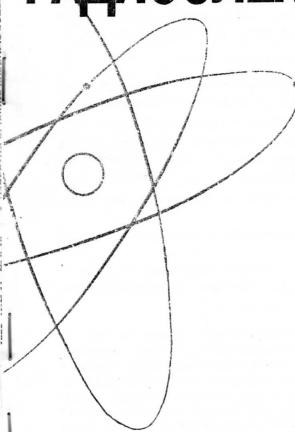


И 3 В Е С Т И Я ВЫСШИХУЧЕБНЫХ 3 А В Е Д Е Н И Й

РАДИОЭЛЕКТРОНИКА



том 41 9-10

И З Д А Н И Е НАЦИОНАЛЬНОГО ТЕХНИЧЕСКОГО УНИВЕРСИТЕТА У К Р А И Н Ы « К И Е В С К И Й ПОЛИТЕХНИЧЕСКИЙ И Н С Т И Т У Т »

1998

ТРИФОНОВ А. П., ЗАХАРОВ А. В., ЧЕРНОЯРОВ О. В.

ПОРОГОВЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ КВАЗИПРАВДОПОДОБНОЙ ОЦЕНКИ ВРЕМЕНИ ПРИХОДА СЛУЧАЙНОГО РАДИОИМПУЛЬСА

Найдены характеристики оценки времени прихода радиоимпульса с неточно известной длительностью при наличии аномальных ошибок. Приведены результаты статистического моделирования алгоритма оценки.

Задача оценки времени прихода импульсных сигналов имеет широкие приложения в связи, радио- и гидролокации, системах синхронизации и т. п. Такие сигналы не только наблюдаются на фоне случайных помех, но и сами часто являются случайными. Примерами случайного радиоимпульса могут служить отраженный локационный сигнал, радиосигнал, искаженный модулирующей помехой, сигналы в радио- и оптической астрономии [1—3] и др.

Рассмотрим оценку времени прихода λ_0 случайного радиоимпульса

$$s(t, \lambda_0, \tau_0) = I[(t - \lambda_0) / \tau_0] \xi(t),$$
 (1)

*1

наблюдаемого на фоне аддитивного гауссовского белого шума n (t) с односторонней спектральной плотностью N_0 . Здесь I (x) = 1 при $|x| \le 1/2$, I (x) = 0 при |x| > 1/2, τ_0 — длительность импульса, а ξ (t) — узкополосный центрированный стационарный гауссовский случайный процесс. Спектральную плотность процесса ξ (t) представим в виде G (ω) = (γ /2) |g [(ν – ω)/ Ω] + |g [(ν + ω)/|g], где $|\gamma$ — величина, $|\alpha|$ — ширина полосы частот, $|\nu|$ — центральная частота спектральной плотности, а функция |g| (x) описывает форму

спектральной плотности и нормирована так, что max g(x) = 1, $\int g^2(x) dx = 1$.

Полагаем, что длительность импульса (1) значительно больше времени корреляции узкополосного случайного процесса ξ (t), τ . e.

$$\mu = \tau_0 \Omega / 2\pi >> 1, \ \Omega << \nu. \tag{2}$$

В [4] исследована оценка максимального правдоподобия (ОМП) времени прихода импульса (1) с учетом аномальных ошибок при условии, что остальные параметры импульса априори известны. Однако в ряде практических задач длительность импульса известна не точно. Ниже найдены характеристики оценки времени прихода импульса (1) с неточно известной длительностью, а также приведены результаты теоретического и экспериментального (методом статистического моделирования на ЭВМ) исследования пороговых эффектов.

При выполнении (2) логарифм функционала отношения правдоподобия (ФОП) $L(\lambda, \tau)$ для наблюдаемой реализации $x(t) = s(t, \lambda_0, \tau_0) + n(t)$ как функция неизвестных времени прихода и длительности радиоимпульса (1) имеет вид [4]:

$$L(\lambda, \tau) = M(\lambda, \tau) / N_0 - (\tau \Omega / 2\pi) \int_0^\infty \ln[1 + q g(x)] dx,$$
 (3)

$$M(\lambda, \tau) = \int_{\lambda - \tau/2}^{\lambda + \tau/2} y^2(t) dt, \qquad (4)$$

где $q = \gamma / N_0$, а $y(t) = \int \{ x(t') h(t-t') dt'$ — отклик фильтра с импульсной

переходной функцией h (t) на реализацию наблюдаемых данных x (t), причем передаточная функция H (ω) этого фильтра удовлетворяет условию:|H (ω) $|^2 = f[(v-\omega)/\Omega] + f[(v+\omega)/\Omega], f(x) = qg(x)/[1+qg(x)]$. Обозначим $[\Lambda_1,\Lambda_2]$ — априорный интервал возможных значений неизвестного времени прихода λ_0 . Тогда ОМП λ_m времени прихода импульса (1) с априори известной длительностью определяется как положение глобального максимума функционала M (λ , τ_0) (4) при λ \in $[\Lambda_1,\Lambda_2]$, τ . e. λ_m = arg sup M (λ , τ_0) [4].

При неточно известной длительности импульса τ_0 вместо ОМП λ_m можно использовать квазиправдоподобную оценку (КПО)

$$\lambda_{q} = \underset{\lambda \in [\Lambda_{1}, \Lambda_{2}]}{\operatorname{arg sup}} M^{*}(\lambda) , M^{*}(\lambda) = M(\lambda, \tau^{*}) = \int_{\lambda - \tau^{*}/2} y^{2}(t) dt , \qquad (5)$$

где τ^* — фиксированное ожидаемое (прогнозируемое) значение длительности τ_0 , причем в общем случае $\tau^* \neq \tau_0$. При $\tau^* = \tau_0$ КПО λ_q (5) переходит в ОМП λ_m .

Введем в рассмотрение безразмерный параметр $l = \lambda/\tau_0$, обозначим $l_0 = \lambda_0/\tau_0$ и представим функционал $M^*(\lambda)$ (5) в виде суммы $M^*(\lambda) = S(l) + N(l)$. Здесь $S(l) = \langle M^*(l,\tau_0) \rangle$ — сигнальная,

 $N\left(l\right)=M^{*}\left(l\ \tau_{0}\right)-\langle\ M^{*}\left(l\ \tau_{0}\right)\rangle$ — шумовая функции, а усреднение выполняется по реализациям x(t) при фиксированном λ_{0} [5]. Если выполняется (2), то

$$S(l) = AC(l, l_0) + S_0,$$

$$A = \mu q^2 N_0 \int_{-\infty}^{\infty} \left\{ g^2(x) / [1 + q g(x)] \right\} dx,$$

$$S_0 = \mu q N_0 (1 + \delta) \int_{-\infty}^{\infty} \left\{ g(x) / [1 + q g(x)] \right\} dx,$$

$$C(l, l_0) = \begin{cases} 1 + \min(0; \delta), & |l - l_0| \le |\delta| / 2; \\ 1 + \delta / 2 - |l - l_0|, & |l - l_0| \in (|\delta| / 2; 1 + \delta / 2]; \\ 0, & |l - l_0| > 1 + \delta / 2, \end{cases}$$

$$(6)$$

где $\delta = (\tau^* - \tau_0) / \tau_0$ — относительное отклонение ожидаемого значения длительности импульса (1) от ее истинного значения. Шумовая функция N(I) является реализацией асимптотически (при $\mu \to \infty$) гауссовского центрированного случайного процесса с корреляционной функцией

$$\langle N(l_1) N(l_2) \rangle = B_1 R_1 (l_1, l_2) + B_2 R_2 (l_0, l_1, l_2), \tag{7}$$

$$B_1 = \mu q^2 N_0^2 \int_{-\infty}^{\infty} \frac{g^2(x) dx}{[1 + qg(x)]^2}, B_2 = \mu q^3 N_0^2 \int_{-\infty}^{\infty} \frac{g^3(x) [2 + qg(x)] dx}{[1 + qg(x)]^2},$$

$$R_1(l_1, l_2) = \begin{cases} 1 + \delta - |l_1 - l_2|, & |l_1 - l_2| \le 1 + \delta; \\ 0, & |l_1 - l_2| > 1 + \delta; \end{cases},$$

$$R_2(l_0, l_1, l_2) = \max \left\{ 0; \min \left[l_0 + 1/2; l_1 + (1 + \delta)/2; l_2 + (1 + \delta)/2 \right] - \max \left[l_0 - 1/2; l_1 - (1 + \delta)/2; l_2 - (1 + \delta)/2 \right] \right\}.$$

Из (6) следует, что сигнальная функция S(l) имеет плоскую вершину протяженностью $|\delta|$, расположенную на интервале $\Gamma_0 \equiv [l_0 - |\delta|/2; l_0 + |\delta|/2]$. В частности, сигнальная функция максимальна при $l = l_0$, следовательно выходное отношение сигнал/шум (ОСШ) [5] для квазиправдоподобного алгоритма (5) запишется в виде:

$$z_{q}^{2}(\delta) = \frac{\left[S\left(l_{0}\right) - S_{0}\right]^{2}}{\langle N^{2}(l_{0}) \rangle} = \frac{A^{2}\left[1 + \min\left(0;\delta\right)\right]^{2}}{B_{1}(1 + \delta) + B_{2}\left[1 + \min\left(0;\delta\right)\right]},$$

причем, $z_q^2(\delta) >> 1$ при выполнении (2), q>0 и $\delta>-1$.

Найдем характеристики нормированной КПО $l_q=\lambda_q/\tau_0$ временного положения импульса (1). В процессе анализа все оценки целесообразно разбить на два класса: надежные и аномальные [5]. Оценка l_q является надежной, если она находится в пределах интервала $\Gamma_S\equiv [l_0-1-\delta/2\ ;\ l_0+1+\delta/2\]$, где сигнальная функция (6) отлична от S_0 . Если же КПО l_q находится вне интервала Γ_S , т. е. $l_q\in\Gamma_N=\Gamma\setminus\Gamma_S$, $\Gamma\equiv [\ \Lambda_1/\tau_0\ ;\ \Lambda_2/\tau_0\]$, то оценка и соответствующая ошибка оценивания называются аномальными [5].

Установленные свойства функционала $M^*(\lambda)$ (5) позволяют на основе метода локально-марковской аппроксимации, аналогично [6, 7], найти асимптотически точное (при $z_q^2(\delta) \to \infty$, $\mu \to \infty$) выражение для функции распределения $F_0(l) = P(l_q < l)$ надежной оценки l_q :

$$F_{0}(l) = \begin{cases} \varphi(l_{0} - l - |\delta|/2), & l < l_{0} - |\delta|/2; \\ \arccos[2(l_{0} - l)/|\delta|]/\pi, & |l - l_{0}| \le |\delta|/2; \\ 1 - \varphi(l - l_{0} - |\delta|/2), & l > l_{0} + |\delta|/2; \end{cases}$$
(8)
$$\varphi(l) = \frac{2z}{\kappa_{2}} \int_{0}^{\infty} \left\{ \exp\left(-\frac{2zx}{\kappa_{2}}\right) \Phi\left(\frac{x - zl}{\sqrt{\kappa_{2}l}}\right) + \Phi\left(\frac{x + zl}{\sqrt{\kappa_{2}l}}\right) - 1 \right\} \times \left\{ 2\Phi\left(\frac{x}{\sqrt{\kappa_{1} |\delta|}}\right) - 1 - \exp\left(\frac{2z^{2}\kappa_{1}}{\kappa_{2}^{2}}|\delta|\right) \left[\exp\left(-\frac{2zx}{\kappa_{2}}\right) \times \Phi\left(\frac{x - 2z\kappa_{1} |\delta|/\kappa_{2}}{\sqrt{\kappa_{1} |\delta|}}\right) - \exp\left(\frac{2zx}{\kappa_{2}}\right) \left(1 - \Phi\left(\frac{x + 2z\kappa_{1} |\delta|/\kappa_{2}}{\sqrt{\kappa_{1} |\delta|}}\right)\right) \right] \right\} dx,$$

$$\kappa_{1} = \begin{cases} 2, & \delta < 0; \\ 2B_{1} / (B_{1} + B_{2}), & \delta > 0; \end{cases} \quad \kappa_{2} = \frac{2B_{1} + B_{2}}{B_{1} + B_{2}},$$

где

$$z^{2} = \max_{\delta} z_{q}^{2}(\delta) = z_{q}^{2}(0) = \mu q^{2} \left\{ \int_{-\infty}^{\infty} \frac{g^{2}(x) dx}{[1 + q g(x)]} \right\}^{2}$$
 (9)

— ОСШ при априори известной длительности радиоимпульса, а $\Phi(x) = \int_{-\infty}^{x} \exp(-t^2/2) \, dt / \sqrt{2}\pi$ — интеграл вероятности. Выражение (8) полу-

чено, аналогично [6], в предположении, что время корреляции $1+\delta$ шумовой функции N(l) превосходит ширину $|\delta|$ плоской вершины сигнальной функции S(l) (6), т. е.

$$|\delta| \ge -1/2. \tag{10}$$

Из (8) следует, что функция распределения надежной КПО времени прихода радиоимпульса (1) имеет существенно негауссовский характер, хотя решающая статистика M^* (λ) (5) является асимптотически гауссовской.

Используя (8), находим асимптотические выражения для условных (при фиксированном l_0) смещения $b_0=\langle\ l_q-l_0\ \rangle$ и рассеяния $V_0=\langle\ (l_q-l_0\)^2\ \rangle$ надежной КПО l_q :

$$b_{0} = 0, V_{0} = \frac{\delta^{2}}{8} + \exp\left[\frac{2z^{2} \kappa_{1} |\delta|}{\kappa_{2}^{2}}\right] \left[1 - \Phi\left(\frac{2z}{\kappa_{2}} \sqrt{\kappa_{1} |\delta|}\right)\right] \left[\frac{13\kappa_{2}^{2}}{4z^{4}} + \frac{|\delta|}{z^{2}} \times \left(\frac{3\kappa_{2}}{2} - 8\kappa_{1}\right) + \frac{4\kappa_{1}}{\kappa_{2}^{2}} \delta^{2} \left(3\kappa_{1} - \kappa_{2}\right) + \frac{8z^{2} \kappa_{1}^{2}}{\kappa_{2}^{3}} |\delta|^{3} \left(1 - \frac{4\kappa_{1}}{3\kappa_{2}}\right)\right] + \sqrt{\frac{|\delta| \kappa_{1}}{2\pi}} \times \left[4z\delta^{2} \frac{\kappa_{1}}{\kappa_{2}^{2}} \left(\frac{4\kappa_{1}}{3\kappa_{2}} - 1\right) + \frac{|\delta|}{z} \left(3 - \frac{22\kappa_{1}}{3\kappa_{2}}\right) + \frac{13\kappa_{2}}{2z^{3}}\right], \tag{11}$$

точность которых возрастает с увеличением μ (2) и z^2 (9). Полагая в (11) δ = 0, получаем рассеяние $V_{0m} = \langle (l_m - l_0)^2 \rangle = 13 \kappa_2^2 / 8 z^4$ нормированной надежной ОМП $l_m = \lambda_m / \tau_0$ времени прихода сигнала (1) с априори известной длительностью [4]. Согласно (11) предельное (при $z^2 \to \infty$) значение рассеяния V_0 надежной оценки l_q равно $\delta^2 / 8$. Следовательно, рассеяние КПО (5) даже при очень малых случайных искажениях импульса (1) ограничено снизу постоянной величиной ($\tau^* - \tau_0$) $^2 / 8$, и при δ = 0 КПО (5) не является состоятельной.

Рассмотрим теперь пороговые (т. е. с учетом аномальных ошибок) характеристики КПО (5). Аномальные ошибки возможны, если приведенная длина [5, 7] $m = (\Lambda_2 - \Lambda_1) / \tau_0$ априорного интервала Γ возможных значений времени

прихода l_0 значительно больше протяженности интервала Γ_S надежной оценки, т. е.

$$m > 1. (12)$$

Обозначим $P_0=P\left[\ l_q\in\Gamma_S\ \right]$ — вероятность надежной оценки, $W_0\left(l\right)=dF_0(l)\ /\ d\ l$ и $W_a(l)$ — плотности вероятностей надежной и аномальной КПО l_q соответственно. Так как надежные и аномальные решения об оценке являются несовместимыми событиями, то плотность вероятности КПО l_q с учетом аномальных ошибок можно представить в виде $W\left(l\right)=P_0W_0\left(l\right)+(1-P_0)W_a(l)$. Здесь при выполнении (12) можно использовать аппроксимацию: $W_a(l)=1/m$ при $l\in\Gamma$ и $W_a(l)=0$ при $l\notin\Gamma$ [5]. Тогда условные (при фиксированном l_0) смещение и рассеяние оценки l_q с учетом аномальных ошибок запишутся в виде:

$$b = \langle l_q - l_0 \rangle = P_0 b_0 + (1 - P_0) b_a = (1 - P_0) b_a,$$

$$V = \langle (l_q - l_0)^2 \rangle = P_0 V_0 + (1 - P_0) V_a,$$
(13)

где b_0 и V_0 — условные смещение и рассеяние надежной оценки, которые определяются из (11), а b_a и V_a — условные смещение и рассеяние аномальной оценки, причем при выполнении (12) $b_a = (\Lambda_2 + \Lambda_1) \, / \, 2\tau_0 - l_0$, $V_a = \left[(\Lambda_2^2 + \Lambda_2 \, \Lambda_1 + \Lambda_1^2) \, / \, 3\tau_0^2 - l_0 \, (\Lambda_2 + \Lambda_1) \, / \, \tau_0 + l_0^2 \, \right]$ [5].

Вероятность надежной оценки при $\tau^* = \tau_0$ найдена в [4]. Поэтому ограничимся рассмотрением случая $\tau^* \neq \tau_0$ ($\delta \neq 0$). Согласно определению [5] $P_0 = P$ [$H_S > H_N$], где H_S и H_N — величины глобальных максимумов функционала M^* (λ) (5) на интервалах надежной Γ_S и аномальной оценок Γ_N соответственно. При выполнении (12) случайные величины H_S и H_N приближенно статистически независимы, поэтому [5]

$$P_0 \approx \int_{-\infty}^{\infty} F_N(u) dF_S(u), \qquad (14)$$

где $F_N(u) = P(H_N < u)$ и $F_S = P(H_S < u)$ — функции распределения случайных величин H_N и H_S соответственно. Будем считать, что ОСШ (9) достаточно велико, поэтому для расчета вероятности (14) достаточно найти аппроксима-

щии подынтегральных функций $F_N(u)$ и $F_S(u)$, асимптотически точные при $u \to \infty$ [5].

Согласно (6), (7), если $l \in \Gamma_N$, то $S(l) = S_0$, а шумовая функция N(l) является асимптотически (при $\mu \to \infty$) гауссовским стационарным центрированным случайным процессом с корреляционной функцией $\langle N(l_1)N(l_2) \rangle = B_1 R_1(l_1, l_2)$. Поэтому при выполнении (2)

$$\begin{split} F_{N}\left(u\right) &= P\left[\sup_{\mathbf{l} \in \Gamma_{N}} M^{*}\left(l\,\tau_{0}\right) < u\right] = P\left[\sup_{\mathbf{l} \in \Gamma_{N}} N\left(l\right) < u - S_{0}\right] = \\ &= P\left\{\sup_{\mathbf{l} \in \Gamma_{N}} r\left[l/\left(1 + \delta\right)\right] < \zeta_{N}\left(u\right)\right\}, \end{split}$$

где $\zeta_N(u) = (u - S_0) / \sqrt{B_1(1 + \delta)}$, а r(l) — стационарный центрированный гауссовский случайный процесс с корреляционной функцией $K(l) = \max [0; 1 - |l|]$. Когда выполняется (12)

$$F_N(u) \approx P \left\{ \sup_{1 \in \Gamma} r[l/(1+\delta)] < \zeta_N(u) \right\}. \tag{15}$$

Воспользовавшись в (15) асимптотической (при $m \to \infty$, $u \to \infty$) аппроксимацией функции распределения $F(u) = P\begin{bmatrix} \sup_{l \in \Gamma} r(l) < u \\ l \in \Gamma \end{bmatrix}$, приведенной в [8], находим:

$$F_N(u) = \begin{cases} \exp\left\{-\frac{m\,\zeta_N(u)}{(1+\delta)\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{\zeta_N^2(u)}{2}\right]\right\}, & u \ge S_0 + \sqrt{B_1}\,(1+\delta); \\ 0, & u < S_0 + \sqrt{B_1}\,(1+\delta). \end{cases}$$
(16)

Точность этого выражения возрастает с увеличением u, m и μ .

Положим теперь $l\in\Gamma_S$. Согласно (8) при $\tau^*\neq\tau_0$ и $z^2\to\infty$ надежная КПО l_q принимает значения из интервала $\Gamma_0\equiv [\;l_0-|\delta|\,/\,2\;;l_0+|\delta|\,/\,2\;]$ с вероятностью, стремящейся к 1. На этом интервале: $S(l)=S(l_0)=A\;[1+\min(0\;;\delta\;)\;]+S_0$, а шумовая функция N(l) является асимптотически ауссовским стационарным центрированным случайным процессом с корреляционной функцией $\langle\;N(l_1)\,N(l_2)\;\rangle=B_1\;R_1\;(l_1\;,l_2)+B_2$ при $\delta\geq 0$ и $\langle N(l_1)\,N(l_2)\;\rangle=(B_1+B_2)\,R_1(l_1\;,l_2)$ при $\delta<0$. Поэтому при $z^2>>1$ и выполнении (2):

$$F_{S}(u) = P \left\{ \sup_{I \in \Gamma_{S}} M^{*} (I \tau_{0}) < u \right\} \approx P \left\{ \sup_{I \in \Gamma_{0}} M^{*} (I \tau_{0}) < u \right\} =$$

$$= P \left[\sup_{I \in [0; m_{S}]} r(I) < \zeta_{S}(u) \right], \qquad (17)$$

$$\zeta_{S}(u) = \left\{ u - A \left[1 + \min(0; \delta) \right] - S_{0} \right\} / \sigma,$$

$$\sigma^{2} = \begin{cases} (B_{1} + B_{2}) (1 + \delta), & \delta < 0; \\ B_{1} (1 + \delta) + B_{2}, & \delta \geq 0; \end{cases} m_{S} = \begin{cases} \mid \delta \mid / (1 + \delta), \\ \mid B_{1} \mid \delta \mid / \left[B_{1} (1 + \delta) + B_{2}\right], & \delta < 0; \\ \mid B_{1} \mid \delta \mid / \left[B_{1} (1 + \delta) + B_{2}\right], & \delta \geq 0. \end{cases}$$

Используя [9] можно найти вероятность непревышения порога u реализацией процесса r(l) на интервале длительностью $\rho \le 1$:

$$P\left[\sup_{\mathbf{I}\in[0;\,\rho]}r(\mathbf{I}) < u\right] = \Psi_0(u,\,\rho) = \int_{-\infty}^{u} \Phi\left[\frac{u-x(1-\rho)}{\sqrt{\rho(2-\rho)}}\right] \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) \frac{dx}{\sqrt{2\pi}} - \frac{\rho u}{\sqrt{2\pi}} \times \exp\left(-\frac{u^2}{2}\right) \Phi\left(u\sqrt{\frac{\rho}{2-\rho}}\right) - \frac{\sqrt{\rho(2-\rho)}}{2\pi} \exp\left(-\frac{u^2}{2-\rho}\right).$$
(18)

При выполнении (10) в (17) величина $m_S < 1$. Воспользовавшись (18), находим асимптотическую аппроксимацию функции (17)

$$F_S(u) \approx \Psi_0 \left[\zeta_S(u), m_S \right], \tag{19}$$

точность которой возрастает с увеличением μ и z. Подставляя (16), (19) в (14), при $\delta \neq 0$ окончательно получаем

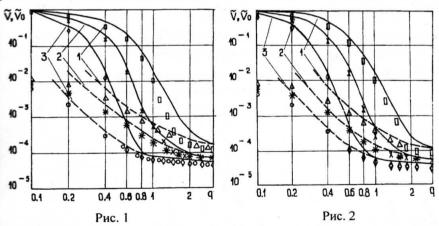
$$P_{0} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{1}^{\infty} \exp\left[-\frac{mx}{(1+\delta)\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^{2}}{2}\right)\right] \left\{ \left[2 + m_{S}\zeta^{2}(x) - m_{S}\right] \times \exp\left(-\frac{\zeta^{2}(x)}{2}\right) \Phi\left[\zeta(x)\sqrt{\frac{m_{S}}{2 - m_{S}}}\right] + \sqrt{\frac{m_{S}(2 - m_{S})}{2\pi}} \zeta(x) \times \exp\left[-\frac{\zeta_{2}(x)}{2 - m_{S}}\right] \right\} dx,$$

$$(20)$$

$$\zeta(x) = \left\{ \left[\frac{x - A\sqrt{(1+\delta)/B_{1}}}{x - A/\sqrt{B_{1}(1+\delta)}}\right] / \sqrt{1 + B_{2}/B_{1}}, \quad \delta < 0; \\ \left[x - A/\sqrt{B_{1}(1+\delta)}\right] / \sqrt{1 + B_{2}/B_{1}(1+\delta)}, \quad \delta \ge 0,$$

где m_S определяется из (17), а коэффициенты A, B_1 , B_2 — из (6), (7). Точность приближенного выражения (20) возрастает с увеличением m, μ (2) и z (9).

На рис. 1, 2 сплошными линиями нанесены зависимости нормированного рассеяния $\mathcal{V} = 12V/m^2$ КПО l_a с учетом аномальных ошибок, а на рис. 3, 4 вероятности $P_a = P\left[l_q \in \Gamma_N\right] = 1 - P_0$ аномальной ошибки, рассчитанные по формулам (13), (20) при $g(x)=I(x), \lambda_0=(\Lambda_2+\Lambda_1)/2, m=20$ и $\delta=0,1$ (рис. 1, 3), либо $\delta = -0.1$ (рис. 2, 4). Штриховыми линиями на рис. 1, 2 показаны соответствующие зависимости нормированного рассеяния $V_0 = 12V_0 / m^2$ (11) надежной КПО. Кривые I на рис. 1—4 соответствуют $\mu = 50$, $2 - \mu = 100$, $3 - \mu = 100$ μ = 200. Из рис. 1—4 следует, что с уменьшением q, когда ОСШ z ≤ 5...7, вероятность P_a аномальных ошибок значительно возрастает и приближается к 1. Это приводит (по сравнению со случаем надежной оценки) к скачкообразному увеличению рассеяния КПО. С ростом q, когда z > 5...7, рассеяние Vсходится к рассеянию \mathcal{V}_0 , и оценка становится надежной с вероятностью, близкой к 1. Из (13), (20) и рис. 1, 2 следует, что минимальное (пороговое) значение параметра q, при котором влиянием аномальных ошибок на точность КПО еще можно пренебречь, уменьшается с увеличением µ и возрастает с увеличением т.



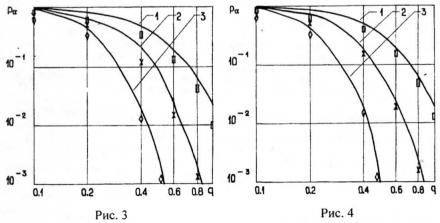
С целью экспериментальной проверки работоспособности квазиправдоподобного алгоритма оценки (5) и установления границ применимости асимптотически точных формул (11), (13), (20) для характеристик КПО выполнялось статистическое моделирование алгоритма (5) на ЭВМ. При моделировании форма спектральной плотности процесса ξ (t) предполагалась прямоугольной, так что g(x) = I(x). Для сокращения затрат машинного времени использовалось

представление отклика y(t) узкополосного фильтра с импульсной переходной функцией h(t) (4) через его низкочастотные квадратуры. С учетом условия узкополосности (2) это позволило сформировать решающую статистику $M^*(\lambda)$ (4) в виде суммы двух независимых случайных процессов

$$M^{*}(\lambda) = C[L_{1}(\lambda) + L_{2}(\lambda)], L_{i}(\lambda) = \int_{\lambda - \tau^{*}/2}^{\lambda + \tau^{*}/2} y_{i}^{2}(t) dt, i = 1, 2,$$

$$y_{i}(t) = \int_{0}^{\infty} x_{i}(t') \; h_{0}(t - t') \; dt', \; x_{i}(t) = I\left[(t - \lambda_{0}) \, / \, \tau_{0} \, \right] \, \xi_{i}(t) + n_{i}(t) \; .$$

Здесь C — несущественная постоянная, $\xi_i(t)$ и $n_i(t)$ — статистически независимые центрированные гауссовские случайные процессы со спектральными плотностями $G_0(\omega) = \gamma I\left(\omega/\Omega\right)$ и N_0 соответственно, а спектр $H_0\left(\omega\right)$ функции $h_0\left(t\right)$ удовлетворяет условию: $|H_0\left(\omega\right)|^2 = I\left(\omega/\Omega\right)$. В процессе моделирования с шагом $\Delta t = 0.05$ / μ формировались отсчеты случайных процессов $y_i\left(t\right)$, а затем для всех $\lambda \in [\Lambda_1 \ ; \Lambda_2 \]$ с шагом $\Delta \lambda = 0.01\tau_0$ — отсчеты случайного процесса $M^*\left(\lambda\right)$, и согласно (5) вычислялась оценка времени прихода случайного радиоимпульса. При этом среднеквадратическая погрешность ступенчатой аппроксимации непрерывных реализаций $M^*\left(\lambda\right)$ на основе сформированных дискретных отсчетов не превышала 10%.



Некоторые результаты статистического моделирования при $\lambda_0 = (\ \Lambda_2 + \Lambda_1\)\ /\ 2,\ m = 20$ и $\delta = 0,1$ показаны на рис. 1, 3, а при $\delta = -0,1$ — на рис. 2, 4. На рис. 1, 2 нанесены экспериментальные значения нормированного рассеяния \mathcal{V} КПО l_a с учетом аномальных ошибок при $\mu = 50$ (квадратики), $\mu = 100~$ (крестики) и $~\mu = 200~$ (ромбики), а также значения \mathcal{V}_0 нормированного рассеяния надежной оценки при $\mu = 50$ (треугольники), $\mu = 100$ (звездочки) и μ = 200 (кружочки). На рис. 3, 4 квадратиками (при μ = 50), крестиками (при μ = 100) и ромбиками (при μ = 200) показаны экспериментальные значения вероятности $P_a = 1 - P_0$ аномальной ошибки. Каждое экспериментальное значение получено в результате обработки не менее 10^4 реализаций ${\it M}^*$ (λ). Поэтому с вероятностью 0,9 границы доверительных интервалов отклоняются от экспериментальных значений не более, чем на 10...15 %. Из рис. 1-4 следует, что теоретические зависимости для характеристик КПО с учетом аномальных ошибок удовлетворительно аппроксимируют экспериментальные данные по крайней мере при $\mu \geq 50, z \geq 0,5$. При z < 1,5...2 теоретические зависимости для рассеяния \mathcal{V}_0 надежной КПО заметно отклоняются от экспериментальных, поскольку найдены без учета конечной длительности интервала Γ_S надежной оценки [5-7].

Приведенные результаты получены при поддержке Российского фонда фундаментальных исследований.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Ван Трис Г. Теория обнаружения, оценок и модуляции.— М.: Сов. радио, 1977.— 664 с.

2. Ахманов С. А., Дьяков Ю.Е., Чиркин А.С. Введение в статистическую радиофизику и оптику.— М.: Наука, 1981.— 640 с.

3. Вопросы статистической теории радиолокации. П. А. Бакут, И. А. Большаков, Б. М. Герасимов и др.; Под ред. Г. П. Тартаковского.— М.: Сов. радио, 1963.— 426 с.

4. Трифонов А. П., Захаров А. В. Прием сигнала с неизвестной задержкой при наличии модулирующей помехи // Радиоэлектроника.— 1986.— Т.29.— № 4.— С. 36—41.

5. Куликов Е. И., Трифонов А. П. Оценка параметров сигналов на фоне помех.— М.: Сов.

радио, 1978.— 296 с.
6. *Трифонов А. П., Галун С. А.* Требования к точности тактовой синхронизации при использовании ШИМ // Радиоэлектроника.— 1980.— Т. 23.— № 7.— С. 37—43.

7. Трифонов А. П., Шинаков Ю. С. Совместное различение сигналов и оценка их параметров на фоне помех.— М.: Радио и связь, 1986.— 264 с.

8. Трифонов А. П. Обнаружение сигналов с неизвестными параметрами // Теория

обнаружения сигналов.— М.: Радио и связь, 1984.— С.12—89.

9. Shepp L. A. Radon-Nicodym derivatives of Gaussian measures // Ann. Math. Statist.—1966.— V. 37.— P.321—354.

Воронежский госуниверситет.

Поступила в редакцию 02.09.97.