

254

ISSN 0021-3470



ИЗВЕСТИЯ
ВЫСШИХ УЧЕБНЫХ
ЗАВЕДЕНИЙ

РАДИОЭЛЕКТРОНИКА

ВОЕННЫЕ РАДИОЭЛЕКТРОННЫЕ
ТЕХНОЛОГИИ

ТОМ 49

9-10

сентябрь-октябрь

ИЗДАНИЕ
НАЦИОНАЛЬНОГО
ТЕХНИЧЕСКОГО
УНИВЕРСИТЕТА
УКРАИНЫ
«КИЕВСКИЙ
ПОЛИТЕХНИЧЕСКИЙ
ИНСТИТУТ»

2006

КВАЗИОПТИМАЛЬНАЯ ОЦЕНКА ПЕРИОДА СЛЕДОВАНИЯ ИМПУЛЬСОВ*

Предложен относительно просто реализуемый квазиоптимальный измеритель периода следования импульсов на основе оценок максимального правдоподобия временных положений отдельных импульсов. Найдены характеристики измерителя с учетом аномальных ошибок. Показано, что квазиоптимальная оценка является асимптотически эффективной с ростом отношения сигнал-шум для каждого импульса последовательности.

Последовательности различного рода импульсов часто применяются в различных областях радиоэлектроники, в локации, связи [1–3] и т.д. При этом в большом числе практических задач требуется оценить период следования импульсов последовательности. Известно, что оптимальный измеритель, реализующий оценку максимального правдоподобия (ОМП) периода следования является многоканальным, каждый канал которого содержит фильтр, согласованный с одиночным импульсом и гребенчатый фильтр, соответствующий фиксированному значению периода следования [1, 3]. Однако аппаратная реализация гребенчатого фильтра при большом числе импульсов оказывается затруднительной из-за жестких требований к стабильности параметров линии задержки и высокой точности расположения отводов, а необходимость использовать большое число параллельных каналов при большом априорном интервале возможных значений периода следования значительно усложняет реализацию устройства оценки. Поэтому, представляет интерес разработка более простых алгоритмов, позволяющих избежать указанных трудностей. Например, в работе [4] рассмотрена квазиправдоподобная оценка (КПО) периода следования с использованием рециркулятора. При соответствующем выборе значения коэффициента ослабления рециркулятора и достаточно малом числе импульсов в последовательности, такой подход позволяет добиться точности КПО близкой к точности ОМП. Однако квазиправдоподобный измеритель также имеет многоканальную структуру и при увеличении числа импульсов в последовательности проигрыш в точности КПО по сравнению с точностью ОМП значительно возрастает как в области малых, так и в области больших значений отношения сигнал-шум (ОСШ). Поэтому, с целью повышения точности измерения периода следования в области надежной оценки и дальнейшего уп-

* Работа выполнена при поддержке гранта РФФИ и администрации Воронежской области (проект 06-07-96301).

рошения аппаратурной реализации устройства оценки, рассмотрим возможность получения квазиоптимальной оценки (КО) периода следования импульсов на основе ОМП временных положений отдельных импульсов последовательности.

Положим, что на фоне гауссовского белого шума $n(t)$ с односторонней спектральной плотностью N_0 наблюдается последовательность из N импульсов, каждый из которых описывается функцией $s(t)$. Такая последовательность может быть записана в виде

$$s_N(t, \theta_0) = \sum_{k=0}^{N-1} s(t - k\theta_0) = a \sum_{k=0}^{N-1} f[(t - k\theta_0) / \tau]. \quad (1)$$

Здесь θ_0 — период следования, $a = \max s(t)$ — амплитуда импульса, $\tau = \int_{-\infty}^{+\infty} s^2(t) dt / \max s^2(t)$ — эквивалентная длительность импульса, функция $f(\cdot)$ описывает форму одного импульса и нормирована так, что

$$\max f(x) = 1, \quad \int_{-\infty}^{+\infty} f^2(x) dx = 1. \quad (2)$$

Пусть на интервале времени $[0, T]$ наблюдается реализация

$$x(t) = s_N(t, \theta_0) + n(t), \quad \theta_0 \in [\Theta_{\min}, \Theta_{\max}] \quad (3)$$

суммы сигнала (1) и гауссовского белого шума. Будем полагать, что скважность последовательности (1) не слишком мала ($Q = \Theta_{\min} / \tau \geq 2..3$) так, что отдельные импульсы не перекрываются, а время наблюдения больше длительности последовательности (1), т. е. $T > N\Theta_{\max}$.

Известно [2], что для получения ОМП периода следования необходимо формировать логарифм функционала отношения правдоподобия (ФОП)

$$L_1(\theta) = \frac{2}{N_0} \sum_{k=0}^{N-1} \int_0^T x(t) s(t - k\theta) dt, \quad (4)$$

и находить положение абсолютного (наибольшего) максимума (4)

$$\hat{\theta}_1 = \operatorname{argsup} L_1(\theta), \quad \theta \in [\Theta_{\min}, \Theta_{\max}] \quad (5)$$

Возможности аппаратурной реализации максимально правдоподобного измерителя периода следования рассмотрены в [4].

Для определения характеристик ОМП (5) подставим реализацию наблюдаемых данных (3) в выражение для логарифма ФОП (4) и представим его в виде суммы сигнальной и помеховой составляющих

$$L_1(\theta) = z_{1N}^2 S_1(\theta, \theta_0) + z_{1N} N_1(\theta), \quad (6)$$

где $z_{1N}^2 = Nz^2$ — ОСШ на выходе гребенчатого фильтра при оценке периода следования импульсов последовательности,

$$z^2 = 2a^2\tau / N_0, \quad (7)$$

— ОСШ для одного импульса,

$$S_1(\theta_1, \theta_2) = \sum_{k=0}^{N-1} \sum_{n=0}^{N-1} S_f[(n\theta_1 - k\theta_2) / \tau] / N \quad (8)$$

— нормированная сигнальная функция, $N_1(\theta)$ — нормированная шумовая функция, представляющая собой центрированный гауссовский процесс с корреляционной функцией (8),

$$S_f(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(y)f(y-x)dy$$

— нормированная сигнальная функция (функция неопределенности) при оценке положения функции $f(\cdot)$. Если

$$\Delta\Theta = \Theta_{\max} - \Theta_{\min} \ll \Theta_{\min}, \quad (9)$$

то аналогично [4] для (8) имеем

$$S_1(\theta_1, \theta_2) = \sum_{k=0}^{N-1} S_f[k(\theta_1 - \theta_2) / \tau],$$

т.е. при выполнении (9) период следования θ является неэнергетическим параметром.

Положим, что значения неизвестного периода следования θ_0 распределены равномерно в интервале (3). Тогда, как следует из [2], безусловное рассеяние ОМП будет иметь вид

$$V_1(\hat{\theta}_1) = \langle (\hat{\theta}_1 - \theta_0)^2 \rangle = P_1 D_1(\hat{\theta}_1) + (1 - P_1) \Delta\Theta^2 / 6, \quad (10)$$

где усреднение выполнено по $\hat{\theta}_1$ и θ_0 ,

$$D_1(\hat{\theta}_1) = \frac{6\tau^2}{z_{1N}^2 d^2 (N-1)(2N-1)} \quad (11)$$

— дисперсия надежной ОМП (5), которая совпадает с дисперсией эффективной оценки [5],

$$P_1 \approx \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\infty} \exp \left[-\frac{\xi_1}{2\pi} \exp \left(-\frac{x^2}{2} \right) - \frac{(x - z_{1N})^2}{2} \right] dx$$

— вероятность надежной ОМП (5). Приведенная длина ξ_1 априорного интервала возможных значений θ может быть найдена следующим образом [2]

$$\xi_1 = m_0 \sqrt{\Omega} = m_0 d \sqrt{(N-1)(2N-1)/6}, m_0 = \Delta\Theta / \tau, \Omega = \left. \frac{\partial^2 S_1(\theta_1, \theta_2)}{\partial \theta_1 \partial \theta_2} \right|_{\theta_0}, \quad (12)$$

$$d^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} [df(x)/dx]^2 dx. \quad (13)$$

Оптимальный измеритель (рис. 1 в [4]), реализующий ОМП $\hat{\theta}_1$, содержит идеальный гребенчатый фильтр, однако аппаратная реализация гребенчатого фильтра при большом числе импульсов в последовательности (1) вызывает определенные трудности. Частично эти трудности могут быть преодолены за счет замены гребенчатого фильтра модифицированным рециркулятором, содержащим лишь два звена задержки [3, 4].

Использование в качестве устройства накопления модифицированного рециркулятора (блок 8 на рис. 2 в [4]) позволяет получить на его выходе аппроксимацию логарифма ФОП (4), найденную в [4]

$$L_2(\theta) = \frac{2}{N_0} \sum_{k=0}^{N-1} m^{N-1-k} \int_{-\infty}^{\infty} x(t) s(t - k\theta) dt, \quad (14)$$

тогда КПО $\hat{\theta}_2$ находится как положение абсолютного максимума функции (14)

$$\hat{\theta}_2 = \operatorname{argsup} L_2(\theta), \theta \in [\Theta_{\min}, \Theta_{\max}] \quad (15)$$

Подставим реализацию наблюдаемых данных (3) в (14), и представим (14) в виде суммы сигнальной и помеховой составляющих,

$$L_2(\theta) = m_c S_2(\theta, \theta_0) + \sigma_N N_2(\theta), \quad (16)$$

где

$$m_c = z^2 \frac{1-m^N}{1-m}, \sigma_N = z \sqrt{\frac{1-m^{2N}}{1-m^2}},$$

$$S_2(\theta_1, \theta_2) = \frac{1-m}{1-m^N} \sum_{k=0}^{N-1} \sum_{n=0}^{N-1} m^{N-1-k} S_f[(n\theta_1 - k\theta_2)/\tau] \quad (17)$$

— нормированная сигнальная функция, $N_2(\theta)$ — нормированная шумовая функция, представляющая собой центрированный гауссовский процесс с корреляционной функцией

$$B_2(\theta_1, \theta_2) = \frac{1-m^2}{1-m^{2N}} \sum_{k=0}^{N-1} \sum_{n=0}^{N-1} m^{2(N-1)-n-k} S_f[(n\theta_1 - k\theta_2)/\tau]. \quad (18)$$

При выполнении (9) выражения (17), (18) можно переписать в виде [4]

$$S_2(\theta_1, \theta_2) = \frac{1-m}{1-m^N} \sum_{k=0}^{N-1} m^{N-1-k} S_f[k(\theta_1 - \theta_2)/\tau],$$

$$B_2(\theta_1, \theta_2) = \frac{1-m^2}{1-m^{2N}} \sum_{k=0}^{N-1} m^{2(N-1-k)} S_f[k(\theta_1 - \theta_2)/\tau],$$

так что период следования θ является неэнергетическим параметром.

Полагая, что значения неизвестного периода следования θ_0 распределены равномерно в интервале (3), аналогично (10) запишем безусловное рассеяние КПО (15)

$$V_2(\hat{\theta}_2) = \langle (\hat{\theta}_2 - \theta_0)^2 \rangle = P_2 D_2(\hat{\theta}_2) + (1-P_2) \Delta \Theta^2 / 6, \quad (19)$$

где

$$D_2(\hat{\theta}_2) = \frac{\tau^2}{z^2 d^2} \sum_{k=0}^{N-1} k^2 m^{2(N-1-k)} / \left[\sum_{k=0}^{N-1} k^2 m^{N-1-k} \right]^2,$$

$$P_2 \approx \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^\infty \exp\left[-\frac{\xi_2}{2\pi} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) - \frac{(x-z_{2N})^2}{2}\right] dx$$

— дисперсия и вероятность надсложной КПО периода следования,

$$z_{2N}^2 = z^2 \frac{(1+m)(1-m^N)}{(1-m)(1+m^N)}$$

— ОСШ на выходе модифицированного рециркулятора, а приведенная длина априорного интервала ξ_2 определяется выражением

$$\xi_2 = m_0 \sqrt{\Omega} = m_0 d \sqrt{\sum_{k=1}^{N-1} k^2 m^{2(N-1-k)} / \sum_{k=0}^{N-1} m^{2(N-1-k)}}, \quad (20)$$

$$\Omega = \partial^2 B_2(\theta_1, \theta_2) / \partial \theta_1 \partial \theta_2 |_{\theta_0}.$$

Известно [4], что использование рециркулятора в качестве устройства накопления позволяет несколько упростить структуру измерителя периода сле-

дования. Причем проигрыш в точности КПО по сравнению с точностью ОМП при правильном выборе значения коэффициента ослабления m рециркулятора и достаточно малом числе импульсов в последовательности не слишком велик. Тем не менее, структура квазиравдоподобного измерителя по-прежнему является многоканальной, а характеристики получаемой КПО не являются асимптотически эффективными с ростом ОСШ z . Поэтому, с целью повышения точности оценки в области больших ОСШ, а также упрощения реализации измерителя периода следования, рассмотрим возможность определения КО $\hat{\theta}_3$ периода следования θ_0 по измерениям временных положений отдельных импульсов последовательности (1).

Обозначим

$$\gamma_k = k\theta, \gamma_k \in [\Gamma_{k \min}, \Gamma_{k \max}], \Gamma_{k \min} = k\Theta_{\min}, \Gamma_{k \max} = k\Theta_{\max}, k = \overline{1, N-1} \quad (21)$$

тогда последовательность импульсов (1) переписывается в виде

$$s_N(t, \gamma_{0k}) = \sum_{k=0}^{N-1} s(t - \gamma_{0k}) = a \sum_{k=0}^{N-1} f[(t - \gamma_{0k})/\tau], \quad (22)$$

здесь $\gamma_{0k} = k\theta_0$ — временное положение k -го импульса последовательности (1), (22),

$$\gamma_{0k} \in [\Gamma_{k \min}, \Gamma_{k \max}] \quad (23)$$

С учетом (21), КО периода следования $\hat{\theta}_3$ последовательности (1) можно сформировать на основе ОМП параметров γ_k . Обозначим

$$\chi_k(\gamma) = \begin{cases} 1, & \gamma \in [\Gamma_{k \min}, \Gamma_{k \max}] \\ 0, & \gamma \notin [\Gamma_{k \min}, \Gamma_{k \max}] \end{cases}$$

тогда для получения ОМП $\hat{\gamma}_k$ временного положения k -го импульса последовательности (22), необходимо на интервалах (23) находить положения абсолютных максимумов логарифмов ФОП для каждого импульса

$$M_k(\gamma) = \frac{2\chi_k(\gamma)}{N_0} \int_0^T x(t)s(t-\gamma)dt = \frac{2a\chi_k(\gamma)}{N_0} \int_0^T x(t)f\left(\frac{t-\gamma}{\tau}\right)dt, \quad (24)$$

$$\hat{\gamma}_k = \operatorname{argsup} M_k(\gamma), k = \overline{1, N-1} \quad (25)$$

При возможном наличии аномальных ошибок оценки (25) являются случайными величинами с плотностями вероятности [2]:

$$W_k(\hat{\gamma}_k) = P_{3k} W_{0k}(\hat{\gamma}_k) + (1 - P_{3k}) W_{ak}(\hat{\gamma}_k) \quad (26)$$

Здесь $W_{0k}(\hat{\gamma}_k)$ — гауссовская плотность вероятности надежной оценки $\hat{\gamma}_k$, которая обладает моментами

$$m_{0k} = \langle \hat{\gamma}_k \rangle = \gamma_{0k} = k\theta_0, \sigma_0^2 \equiv \sigma_{0k}^2 = \langle (\hat{\gamma}_k - \langle \hat{\gamma}_k \rangle)^2 \rangle = \tau / z^2 d^2.$$

Вероятность надежной оценки временного положения k -го импульса последовательности (1) определяется выражением [2]

$$P_{3k} \approx \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^\infty \exp \left[-\frac{\xi_{3k}}{2\pi} \exp \left(-\frac{x^2}{2} \right) - \frac{(x-z)^2}{2} \right] dx, \quad (27)$$

где приведенная длина ξ_{3k} априорного интервала возможных значений временного положения k -го импульса имеет вид

$$\xi_{3k} = km_0 d. \quad (28)$$

Поскольку плотность вероятности $W_{ak}(\hat{\gamma}_k)$ аномальной оценки постоянна в априорном интервале (23) [2]

$$W_{ak}(\hat{\gamma}_k) = \begin{cases} 1/\Lambda_k, & \hat{\gamma}_k \in [\Gamma_{k \min}, \Gamma_{k \max}] \\ 0, & \hat{\gamma}_k \notin [\Gamma_{k \min}, \Gamma_{k \max}] \end{cases}, \Lambda_k = \Gamma_{k \max} - \Gamma_{k \min},$$

получаем, что распределение (26) оценок $\hat{\gamma}_k$ является негауссовским. Поэтому синтез КО значительно усложняется. В связи с чем ограничимся рассмотрением случая, когда значения P_{3k} достаточно близки к единице, так что распределение оценок $\hat{\gamma}_k$ можно приближенно считать гауссовским. Тогда для условной плотности вероятности величины $\hat{\gamma}_k$ при фиксированном значении θ периода следования можем записать приближенную формулу

$$W_k(\hat{\gamma}_k | \theta) = \frac{1}{\sigma_0 \sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{(\hat{\gamma}_k - k\theta)^2}{2\sigma_0^2} \right\}. \quad (29)$$

В качестве исходной статистики для получения КО $\hat{\theta}_3$ будем использовать набор оценок $\hat{\gamma}_k$ (25). Тогда, вследствие статистической независимости случайных величин $\hat{\gamma}_k$, функция правдоподобия будет иметь вид

$$W(\hat{\gamma}_1, \dots, \hat{\gamma}_{N-1} | \theta) = \prod_{k=1}^{N-1} W_k(\hat{\gamma}_k | \theta). \quad (30)$$

Подставляя (29) в (30), с точностью до несущественного слагаемого получаем выражение для логарифма функции правдоподобия

$$L_3(\theta) = -\frac{1}{2\sigma_0^2} \sum_{k=1}^{N-1} (\hat{\gamma}_k - k\theta)^2. \quad (31)$$

Квазиоптимальную оценку периода следования последовательности (1) определим как положение абсолютного максимума (31)

$$\hat{\theta}_3 = \operatorname{argsup} L_3(\theta) = \frac{6}{N(N-1)(2N-1)} \sum_{k=1}^{N-1} k \hat{\gamma}_k. \quad (32)$$

Согласно (32), для формирования КО принятую реализацию необходимо подать на фильтр 1 (рис. 1), согласованный с одиночным импульсом, затем в экстрематоре 2 определить положения $\hat{\gamma}_k$ (25) абсолютных (наибольших) максимумов логарифмов ФОП (24) на интервалах (23) и выработать КО $\hat{\theta}_3$ (блок 3). Заметим, что предлагаемый измеритель не содержит устройств задержки и является одноканальным, в отличие от измерителей, рассмотренных в [4]. Поэтому устройство, показанное на рис. 1, может быть достаточно просто реализовано аппаратурно.

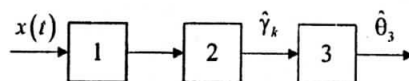


Рис. 1

Найдем безусловное рассеяние оценки периода следования $\hat{\theta}_3$ (32). Для этого, введем в рассмотрение центрированные случайные величины $\Delta\gamma_k = \hat{\gamma}_k - \gamma_{0k}$, и найдем ошибку определения периода следования θ_0 квазиоптимальным измерителем

$$\Delta\theta = \hat{\theta}_3 - \theta_0 = \frac{6}{N(N-1)(2N-1)} \sum_{k=1}^{N-1} k(\hat{\gamma}_k - \gamma_{0k}) = \frac{6}{N(N-1)(2N-1)} \sum_{k=1}^{N-1} k\Delta\gamma_k. \quad (33)$$

Учитывая (33), а также то, что ошибки измерения временных положений отдельных импульсов $\Delta\gamma_k$ являются независимыми с плотностями вероятности (26), условное рассеяние величины $\Delta\theta$ можно найти следующим образом

$$\begin{aligned} \nu_3(\hat{\theta}_3 | \theta_0) &= \langle \Delta\theta^2 \rangle = \left[\frac{6}{N(N-1)(2N-1)} \right]^2 \left\langle \left[\sum_{k=1}^{N-1} k\Delta\gamma_k \right]^2 \right\rangle = \\ &= \left[\frac{6}{N(N-1)(2N-1)} \right]^2 \sum_{k=1}^{N-1} k^2 \langle \Delta\gamma_k^2 \rangle = \left[\frac{6}{N(N-1)(2N-1)} \right]^2 \times \\ &\times \left\{ \sigma_0^2 \sum_{k=1}^{N-1} k^2 P_{3k} + \left[(\theta_0 - \theta_{cp})^2 + \frac{\Delta\theta^2}{12} \right] \sum_{k=1}^{N-1} k^4 (1 - P_{3k}) \right\}, \quad (34) \end{aligned}$$

где P_{3k} — вероятность надежной ОМП временного положения k -го импульса (27), а $\theta_{cp} = (\theta_{\min} + \theta_{\max})/2$.

Полагая, что значения неизвестного периода следования θ_0 распределены равномерно в априорном интервале возможных значений (3), получаем безусловное рассеяние КО $\hat{\theta}_3$ с учетом аномальных ошибок

$$V_3(\hat{\theta}_3) = \langle V_3(\hat{\theta}_3 | \theta_0) \rangle = \left[\frac{6}{N(N-1)(2N-1)} \right]^2 \left[\sigma_0^2 \sum_{k=1}^{N-1} k^2 P_{3k} + \sum_{k=1}^{N-1} k^4 (1-P_{3k}) \frac{\Delta\Theta^2}{6} \right]. \quad (35)$$

Если ОСШ z (7) достаточно велико, так что ОМП $\hat{\gamma}_k$ (25) временного положения k -го импульса последовательности (22) является надежной, то $P_{3k} \approx 1$ при всех $k = \overline{1, N-1}$. Полагая в (34), (35) $P_{3k} = 1$, находим выражение для рассеяния надежной КО (32)

$$D_3(\hat{\theta}_3) = \frac{6\tau^2}{z_{1N}^2 d^2 (N-1)(2N-1)}. \quad (36)$$

Сопоставляя (36) и (11) видим, что КО (32) является асимптотически (с ростом ОСШ z) эффективной.

В соответствии с выражениями (10), (19), (35) введем нормированные рассеяния

$$b_1(\hat{\theta}_1) = V_1(\hat{\theta}_1) / \Delta\Theta^2 = P_1 / z_{1N}^2 \xi_1^2 + (1-P_1) / 6, \quad (37)$$

$$b_2(\hat{\theta}_2) = V_2(\hat{\theta}_2) / \Delta\Theta^2 = P_2 \frac{\sum_{k=1}^{N-1} k^2 m^{2(N-1-k)}}{z^2 d^2 m_0^2 \left[\sum_{k=1}^{N-1} k^2 m^{N-1-k} \right]^2} + (1-P_2) / 6, \quad (38)$$

$$b_3(\hat{\theta}) = V_3(\hat{\theta}_3) / \Delta\Theta^2 = \left[\frac{6}{N(N-1)(2N-1)} \right]^2 \left[\sum_{k=1}^{N-1} k^4 P_{3k} / z^2 \xi_{3k}^2 + \frac{1}{6} \sum_{k=1}^{N-1} k^4 (1-P_{3k}) \right], \quad (39)$$

и рассмотрим в качестве примера последовательность импульсов колокольной формы, когда

$$f(x) = \exp(-\pi x^2 / 2). \quad (40)$$

В этом случае параметр d (13), характеризующий зависимость рассеяний (37)–(39) от формы импульса будет иметь значение: $d = \sqrt{\pi/2}$. Соответственно выражения (12), (20), (28), представляющие собой приведенные длины априорного интервала для каждого из рассмотренных алгоритмов оценки примут вид

$$\xi_1 = m_0 \sqrt{\pi(N-1)(2N-1)/12},$$

$$\xi_2 = m_0 \sqrt{\pi \sum_{k=1}^{N-1} k^2 m^{2(N-1-k)} / 2 \sum_{k=0}^{N-1} m^{2(N-1-k)}}, \quad \xi_{3k} = km_0 \sqrt{\pi/2}.$$

На рис. 2, 3 сплошными линиями представлена зависимость нормированной дисперсии (11) $b_{01} = D_1(\hat{\theta}_1) / \Delta\Theta^2$ эффективной оценки периода следования последовательности (1) от ОСШ z (7) для одного импульса колокольной формы (40), штриховыми линиями — нормированные рассеяния ОМП (37) с учетом аномальных ошибок, пунктирными — рассеяния КПО (38), штрихпунктирными — рассеяния КО (39).

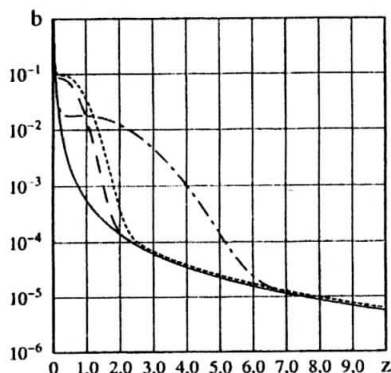


Рис. 2

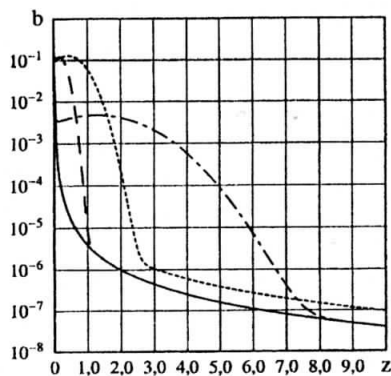


Рис. 3

Кривые рис. 2, 3 рассчитаны для значения параметра $m_0 = 2$, коэффициента ослабления рециркулятора $m = 0,8$ и числа импульсов соответственно $N = 10$ (рис. 2) $N = 50$ (рис. 3).

Из рис. 2 следует, что при малом числе импульсов применение КПО (15) вместо ОМП (5) приводит к значительному увеличению рассеяния оценки лишь в сравнительно узкой области значений ОСШ ($1 \leq z \leq 3$). Соответственно, применение КО (32) приводит к существенному проигрышу в точности оценки при ОСШ, лежащих в интервале $2 \leq z \leq 7$. При ОСШ $z \geq 7$ все три алгоритма оценки обеспечивают приблизительно одинаковую точность оценки периода следования. При большом числе импульсов в последовательности (рис. 3) проигрыш в точности КПО по сравнению с точностью ОМП остается заметным во всем диапазоне значений ОСШ. В тоже время, КО, существенно проигрывая в точности ОМП и КПО при умеренных значениях ОСШ ($z \leq 7,5$), при больших ОСШ, когда $z > 7,5$ обеспечивает точность, совпадающую с точностью эффективной оценки.

Полученные результаты позволяют сделать обоснованный выбор между различными алгоритмами оценки периода следования импульсов последовательности в зависимости от требований, предъявляемых к точности оценки и степени простоты аппаратной реализации алгоритма.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК *radio*

1. Сосулин Ю. Г. Теоретические основы радиолокации и навигации М., «Радио и связь», 1992. — 304 с.
2. Куликов Е. И. Трифонов А. П. Оценка параметров сигналов на фоне помех. М., «Сов. Радио», 1978. — 296 с.
3. Лезин Ю. С. Оптимальные фильтры и накопители импульсных сигналов. М., «Сов. Радио», 1969. — 446 с.
4. Трифонов А. П., Ледовских Н. В. Оценка периода следования импульсов с использованием рециркулятора // Радиоэлектроника, — 2004. — №11 — С.3 — 13 (Изв. вузов).
5. Беспалова М. Б. Потенциальная точность оценки периода следования видеоимпульсов при наличии неинформативных параметров // Радиоэлектроника, — 1999. — №9. — С. 19 — 27 (Изв. вузов).

Воронежский гос. университет.

Поступила в редакцию 05.06.06

УДК 621.391.14

МАЗУРКОВ М. И., ЧЕЧЕЛЬНИЦКИЙ В. Я., ГЕРАСИМЕНКО М. Ю.

КЛАССЫ МИНИМАКСНЫХ БИФАЗНЫХ СИГНАЛОВ НА ОСНОВЕ СОВЕРШЕННЫХ ДВОИЧНЫХ РЕШЕТОК

На основе полного класса совершенных двоичных решеток порядка $N = 8$, и объема $J = 688128$, построен ансамбль минимаксных бифазных сигналов длины $n = N^2 = 64$, для которых параметр корреляции $R_{\min \max} = 6$. Установлено, что корреляционные свойства нормальных систем (64×64) бифазных сигналов на основе совершенных двоичных решеток являются лучшими по минимаксному критерию, в сравнении с известными производными системами Уолша—Адамара, которые широко применяются в технологиях стандарта CDMA.

Технология стандарта CDMA непрерывно развивается [1], при этом принципы технологии IS-95A сохраняются неизменными. Основу этой технологии составляют производные системы ортогональных функций Уолша—Адамара порядка $n = 64$, построенные на основе производящих сегментов размера $n = 64$ длинных М-последовательностей. Методы синтеза производных систем сигналов с хорошими корреляционными свойствами рассмотрены в [2]. Однако, на наш взгляд, многие теоретические и практические аспекты систем сигналов длины $n = 64$ исследованы в литературе недостаточно полно. В частно-