

90 (90)  
МИНИСТЕРСТВО ВЫСШЕГО И СРЕДНЕГО  
СПЕЦИАЛЬНОГО ОБРАЗОВАНИЯ СССР

---

ИЗВЕСТИЯ  
ВЫСШИХ УЧЕБНЫХ ЗАВЕДЕНИЙ

ПРИБОРОСТРОЕНИЕ

ТОМ XXIX

№ 7

ОТДЕЛЬНЫЙ ОТТИСК

ИЗДАНИЕ ЛЕНИНГРАДСКОГО ИНСТИТУТА  
ТОЧНОЙ МЕХАНИКИ И ОПТИКИ  
1986

## ЛИТЕРАТУРА

1. Журавин Л. Г., Мариненко М. А., Семенов Б. И. Повышение помехоустойчивости адаптивных телеизмерительных систем на основе нулевой экстраполяции и коррекции сбоев. — Радиотехника, 1980, т. 35, № 5.
2. Фомин А. Ф. Помехоустойчивость систем передачи непрерывных сообщений. — М.: Сов. радио, 1975.
3. Венедиктов М. А. и др. Дельта-модуляция. — М.: Связь, 1976.

Рекомендована кафедрой  
информационно-измерительной  
техники

Поступила в редакцию  
17 сентября 1985 г.

УДК 621.391

## ОЦЕНКА ДЛЯТЕЛЬНОСТИ СЛУЧАЙНОГО ГАУССОВСКОГО СИГНАЛА С НЕИЗВЕСТНОЙ МОЩНОСТЬЮ

А. П. ТРИФОНОВ, В. И. ПАРФЕНОВ

Воронежский государственный университет им. Ленинского комсомола

Предложена аппаратурная реализация измерителя длительности случайного сигнала с неизвестной мощностью по методу максимального правдоподобия. Найдены смещение и рассеяние оценки.

В [1] предложена простая аппаратурная реализация измерителя длительности случайного сигнала по методу максимального правдоподобия. Однако для использования этого измерителя необходимо априори знать среднюю мощность исследуемого случайного сигнала. При решении ряда практических задач оказывается неизвестной не только длительность, но и мощность случайного сигнала. Поэтому рассмотрим возможность определения длительности случайного сигнала с априори неизвестной мощностью.

Аналогично [1] считаем, что наблюдается сумма

$$x(t) = \eta(t - \tau_0) \xi(t) + n(t), \quad 0 < t < T, \quad (1)$$

где  $\xi(t)$  — реализация центрированного гауссовского стационарного случайного процесса со спектром мощности  $G(\omega)$ ;  $\eta(t - \tau_0) = 1$  при  $0 < t < \tau_0$  и  $\eta(t - \tau_0) = 0$  при  $t > \tau_0$ , так что случайный сигнал существует на интервале  $0 < t < \tau_0$ ;  $\tau_0 \in [0; T]$  — априори неизвестная длительность анализируемого случайного сигнала;  $n(t)$  — помеха, которую будем считать гауссовским белым шумом с односторонней спектральной плотностью  $N_0$ . Положим, что  $n(t)$  и  $\xi(t)$  статистически независимы, а спектр мощности случайного сигнала  $\xi(t)$  можно аппроксимировать функцией [2]

$$G(\omega) = \begin{cases} N_{s0}/2, & |\omega| \leq \Omega/2, \\ 0, & |\omega| > \Omega/2. \end{cases} \quad (2)$$

Измеритель, предложенный в [1], вырабатывает функцию

$$M_1(\tau) = \frac{q}{N_0(1+q)} \int_0^\tau y^2(t) dt - \frac{\Omega \tau}{4\pi} \ln(1+q), \quad (3)$$

$\tau \in [0; T]$ , и определяет оценку  $\hat{\tau}_1$  неизвестной длительности  $\tau_0$  по положению абсолютного максимума  $M_1(\tau)$ . Здесь  $y(t) = \int_{-\infty}^t x(v) h(t-v) dv$  — сигнал на выходе фильтра с импульсной переходной функцией  $h(t)$  и передаточной функцией  $h(\omega)$ , для которой  $|h(\omega)|^2 = 1$  при  $|\omega| \leq \Omega/2$  и  $|h(\omega)|^2 = 0$  при  $|\omega| > \Omega/2$ ,  $q = N_s/N_0$ , а  $N_s$  — ожидаемое значение спектральной плотности случайного сигнала, которое может отличаться от априори неизвестного истинного значения  $N_{s0}$  (2).

Повторяя выкладки, проделанные в [1], с учетом условия  $N_s \neq N_{s0}$  находим смещение (систематическую ошибку)

$$b(\hat{\tau}_1 | \tau_0, \chi) \simeq \frac{a_1 a_3^2 (a_1 a_3 + 2 a_2 a_4)}{2 a_2^2 (a_1 a_3 + a_2 a_4)^2} - \frac{a_2 a_4^2 (a_2 a_4 + 2 a_1 a_3)}{2 a_1^2 (a_1 a_3 + a_2 a_4)^2} \quad (4)$$

и рассеяние (средний квадрат ошибки)

$$\begin{aligned} V(\hat{\tau}_1 | \tau_0, \chi) \simeq & \frac{a_4^2}{a_1^2} \left[ \frac{1}{a_1^2} - \frac{a_3^2 (2a_1 a_3 + a_2 a_4)}{2 (a_1 a_3 + a_2 a_4)^3} \right] - \\ & - \frac{a_3^2}{a_2^2} \left[ \frac{1}{a_2^2} - \frac{a_4^2 (2a_2 a_4 + a_1 a_3)}{2 (a_1 a_3 + a_2 a_4)^3} \right] \end{aligned} \quad (5)$$

оценки длительности в измерителе (3) при неизвестной мощности (или спектральной плотности) случайного сигнала. Здесь

$$\begin{aligned} a_1 &= \frac{\Omega}{4\pi} \left[ \frac{(1+q_0) q_0 \chi}{1+q_0 \chi} - \ln(1+q_0 \chi) \right], \\ a_2 &= \frac{\Omega}{4\pi} \left[ \ln(1+q_0 \chi) - \frac{q_0 \chi}{1+q_0 \chi} \right], \quad a_3 = \frac{\Omega}{4\pi} \frac{(q_0 \chi)^2}{(1+q_0 \chi)^2}, \\ a_4 &= a_3 (1+q_0)^2, \quad \chi = N_s/N_{s0}, \quad q_0 = N_{s0}/N_0. \end{aligned}$$

Если в (4), (5) положить  $\chi = 1$  ( $N_s = N_{s0}$ ), то получим характеристики оценки длительности при априори известной мощности сигнала

$$b(\hat{\tau}_1 | \tau_0) = b(\hat{\tau}_1 | \tau_0, \chi = 1), \quad V(\hat{\tau}_1 | \tau_0) = V(\hat{\tau}_1 | \tau_0, \chi = 1). \quad (6)$$

На рис. 1 приведены кривые, иллюстрирующие увеличение рассеяния оценки длительности в измерителе (3)  $\rho(\chi) = V(\hat{\tau}_1 | \tau_0, \chi) / V(\hat{\tau}_1 | \tau_0)$  из-за незнания мощности случайного сигнала. Зависимости  $\rho(\chi)$  рассчитаны для различных значений отношения спектральных плотностей  $q_0$  анализируемого процесса  $\xi(t)$  и помехи  $n(t)$ . Характер кривых рис. 1 показывает, что, чем меньше  $q_0$ , тем более высоки требования к точности, с которой должна быть априори известна спектральная плотность  $N_{s0}$ . В то же время частный случай оценки длительности при  $q_0 \ll 1$  представляет основной практический интерес. Действительно, при  $q_0 \gg 1$ ,

когда уровень помехи относительно мал, длительность случайного сигнала может быть с удовлетворительной точностью определена непосредственно по наблюдаемой реализации (1).

Точность измерения длительности случайного сигнала с неизвестной спектральной плотностью можно повысить, исключив в (3) несущественный параметр  $q$  [3]. Максимизируя с этой целью (3) по  $q$ , находим

$$M(\tau) = \max_q M_1(\tau) = \frac{1}{N_0} \int_0^\tau y^2(t) dt - \frac{\Omega \tau}{4\pi} \left\{ 1 + \ln \left[ \frac{4\pi}{N_0 \Omega \tau} \int_0^\tau y^2(t) dt \right] \right\}. \quad (7)$$

Теперь оценка неизвестной длительности случайного сигнала определяется как положение абсолютного максимума функции (7). Соответствующий измеритель может быть построен, как показано на рис. 2. Здесь 1 — фильтр с полосой пропускания  $\Omega$ , 2 — квадратор, 3 — интегратор, 4 — делитель, вырабатывающий отношение входных сигналов, 5 —

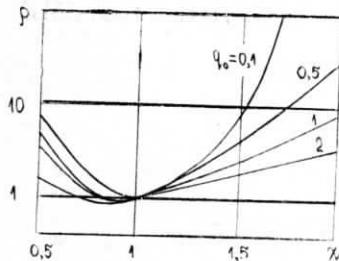


Рис. 1

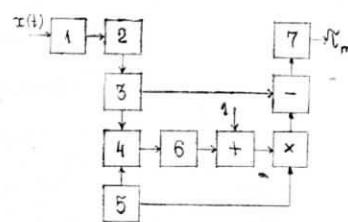


Рис. 2

генератор, формирующий линейно-изменяющееся напряжение, пропорциональное функции  $\Omega N_0 \tau / 4\pi$ , 6 — усилитель с логарифмической характеристикой, 7 — решающее устройство, которое фиксирует положение  $\tau_m$  абсолютного максимума сигнала на выходе вычитающего устройства, являющееся оценкой. Сигнал на выходе вычитающего устройства при этом пропорционален  $M(\tau)$  (7).

Положим аналогично [1], что ошибками измерения длительности сигнала порядка времени корреляции процесса  $\xi(t)$  можно пренебречь. Выделяя далее полезный сигнал на выходе измерителя (7) и повторяя выкладки [1], находим, что смещение и рассеяние оценки, получаемой с помощью измерителя (7), определяются формулами (6). Следовательно, кривые рис. 1 показывают выигрыш в точности оценки длительности случайного сигнала с неизвестной мощностью, который обеспечивает применение измерителя (7) (рис. 2) вместо измерителя (3), рассмотренного в [1]. Согласно рис. 1 при малых  $q_0$  и значениях  $N_s$ , заметно отличающихся от  $N_{s0}$ , этот выигрыш может быть значительным.

Таким образом, полученные соотношения позволяют сделать обоснованный выбор между измерителями (3) и (7) в зависимости от точности, с которой априори известна мощность случайного сигнала, а также в зависимости от требований, предъявляемых к точности оценки длительности и к степени простоты технической реализации измерителя.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Трифонов А. П., Галун С. А., Парфенов В. И. Оценка длительности случайнога гауссова сигнала. — Изв. вузов СССР — Приборостроение, 1984, т. 27, № 11, с. 9—13.
2. Трифонов А. П., Галун С. А. Квазиоптимальная оценка ширины спектра мощности случайнога процесса. — Изв. вузов СССР — Приборостроение, 1981, т. 24, № 5, с. 21—25.
3. Кулаков Е. И., Трифонов А. П. Оценка параметров сигналов на фоне помех. — М.: Сов. радио, 1978, 296 с.

Рекомендована кафедрой  
радиофизики

Поступила в редакцию  
9 июля 1985 г.

УДК 621.398.088

## КОДИРОВАНИЕ ОТСЧЕТОВ ПРИ ЦИКЛИЧЕСКОЙ ДИСКРЕТИЗАЦИИ В ИНФОРМАЦИОННО-ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ СИСТЕМЕ

С. Н. ЛИЦЫН, А. А. ЮЖАКОВ

Пермский политехнический институт

Рассматриваются вопросы повышения помехоустойчивости информационно-измерительных систем с учетом корреляции соседних отсчетов при циклической дискретизации. Приводится методика построения избыточных и неизбыточных кодов для указанного класса систем.

Процесс преобразования сигналов в информационно-измерительной системе (ИИС) заключается в циклическом измерении входного сигнала, кодировании, передаче в дискретный канал и восстановлении с помощью, например, экстраполяции нулевого порядка.

Пусть для циклической дискретизации априорно известна максимальная разность  $\Delta_m$  между соседними отсчетами. При этом число рядов кодового эквивалента определяется как

$$n = \left\lceil \log_2 \frac{X_m}{\Delta_m} \right\rceil,$$

где  $X_m$  — максимальное значение входного сигнала, и код  $V$  состоит из различных двоичных векторов  $\bar{V}_0, \bar{V}_1, \bar{V}_2, \dots, \bar{V}_{M-1}$ .

Поскольку  $\bar{V}_i$ -й вектор кода  $V$  в следующем отсчете может перейти лишь в  $\bar{V}_{i-1}, \bar{V}_i$  и  $\bar{V}_{i+1}$ , то необходимо построить код со свойством [1].

$$d_V' = d(\bar{V}_i, \bar{V}_{i-1}) = d(\bar{V}_i, \bar{V}_{i+1}) = d(\bar{V}_{i-1}, \bar{V}_{i+1}) = d(\bar{V}_i, \bar{V}_{i-1}, \bar{V}_{i+1}),$$

где  $d_V'$  — расстояние Хэмминга (число различающихся координат). Этот код будем строить для канала, где сбои, порождающие более  $d_V - 1$  двоичных символов в отсчете, маловероятны, как мала и вероятность поражения сбоями двух и более соседних отсчетов сигнала.