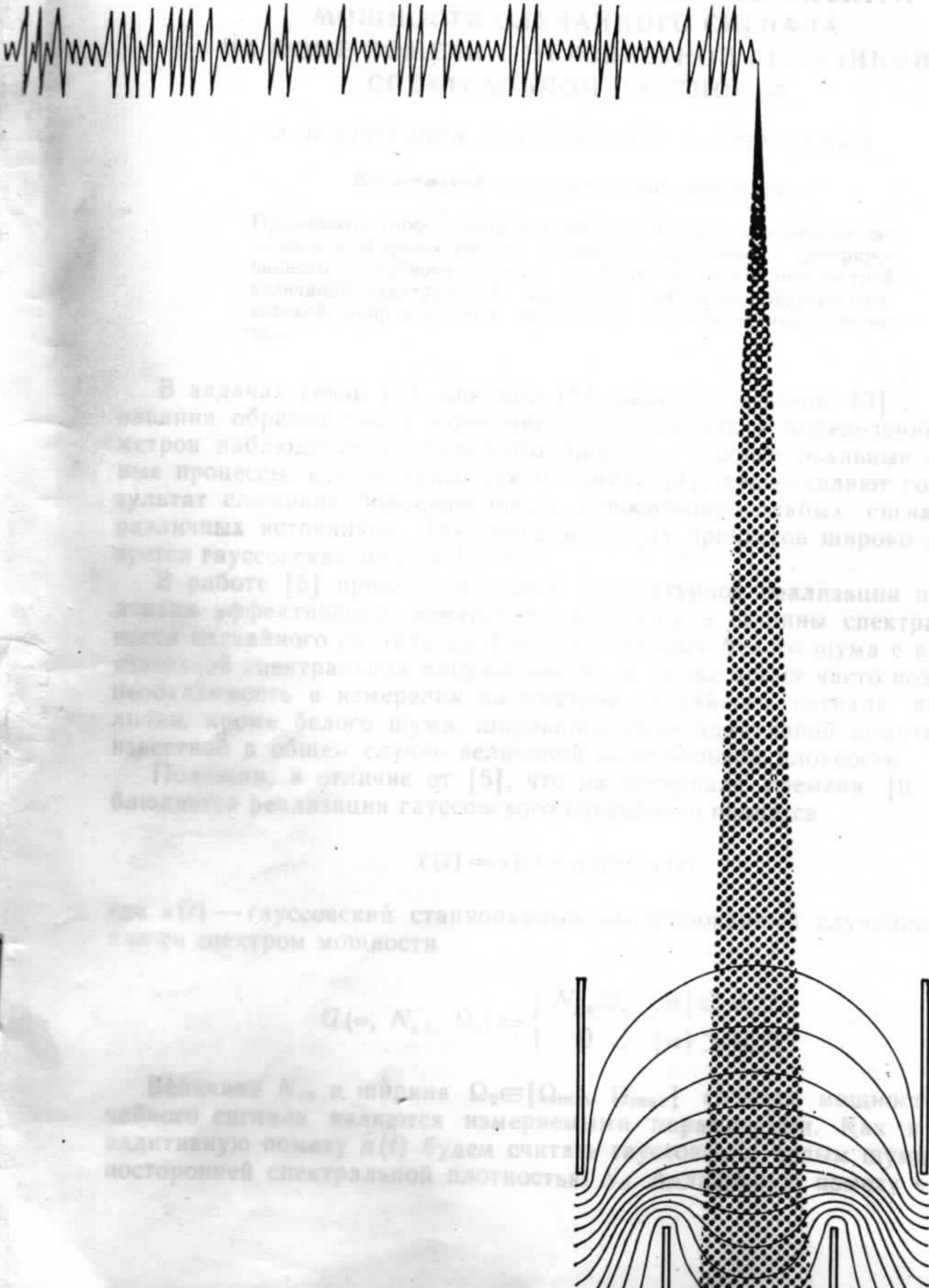
ISSN 0021—3454

ПРИБОРОСТРОЕНИЕ



1994
2

Информационно-измерительная техника

УДК 621.391

СОВМЕСТНАЯ ОЦЕНКА ПАРАМЕТРОВ СПЕКТРА МОЩНОСТИ СЛУЧАЙНОГО СИГНАЛА НА ФОНЕ ПОМЕХИ С НЕИЗВЕСТНОЙ ВЕЛИЧИНОЙ СПЕКТРАЛЬНОЙ ПЛОТНОСТИ

А. П. ТРИФОНОВ, Е. П. НЕЧАЕВ, С. П. АЛЕКСЕЕНКО

Воронежский государственный университет

Предложен способ аппаратурной реализации измерителя величины и ширины спектра мощности гауссовского центрированного случайного сигнала на фоне помехи с неизвестной величиной спектральной плотности. Методом локально-марковской аппроксимации определены характеристики измерителя.

В задачах связи [1], локации [2], радиоастрономии [3] и распознавания образов часто возникает необходимость в определении параметров наблюдаемого случайного процесса. Многие реальные случайные процессы, как сигналы, так и помехи [4], представляют собой результат сложения большого числа относительно слабых сигналов от различных источников. Для описания таких процессов широко используется гауссовская модель [1—6].

В работе [5] предложен способ аппаратурной реализации и исследована эффективность измерителя величины и ширины спектра мощности случайного сигнала на фоне гауссовского белого шума с априори известной спектральной плотностью N_0. В то же время часто возникает необходимость в измерении параметров случайного сигнала при наличии, кроме белого шума, широкополосной аддитивной помехи с неизвестной в общем случае величиной спектральной плотности.

Положим, в отличие от [5], что на интервале времени $[0, T]$ наблюдается реализация гауссовского случайного процесса

$$x(t) = s(t) + n(t) + \nu(t), \qquad (1)$$

где $s(t)$ — гауссовский стационарный центрированный случайный сигнал со спектром мощности

$$G(\omega, N_{s0}, \Omega_0) = \begin{cases} N_{s0}/2, & |\omega| \leqslant \Omega_0/2; \\ 0, & |\omega| > \Omega_0/2. \end{cases}$$

Величина N_{s0} и ширина $\Omega_0 \in [\Omega_{\min}, \Omega_{\max}]$ спектра мощности случайного сигнала являются измеряемыми параметрами. Как и в [5], аддитивную помеху $n(t)$ будем считать гауссовским белым шумом с односторонней спектральной плотностью N_0. Аддитивную помеху $\nu(t)$ полагаем стационарным центрированным гауссовским случайным процессом со спектром мощности

$$G_\nu(\omega,\ N_{\nu 0}) = \begin{cases} N_{\nu 0}/2, & |\omega| \leqslant \omega_{\max}/2; \\ 0, & |\omega| > \omega_{\max}/2. \end{cases}$$

Спектральные плотности аддитивных помех N_0 и $N_{\nu 0}$ в общем случае неизвестны, кроме того $\omega_{\max} > \Omega_{\max}$ и процессы $s(t)$, $n(t)$ и $\nu(t)$ статистически независимы.

Для определения параметров сигнала $s(t)$ по наблюдаемой реализации (1) можно использовать измеритель, рассмотренный в [5]. Полагая, что время наблюдения T достаточно велико,

$$\mu = T\Omega_0/4\pi \gg 1, \tag{2}$$

найдем характеристики оценок $\hat{\Omega}_1$ и $\hat{N}_{1s}$, получаемых с помощью измерителя [5]. Для этого, следуя [5], выходной сигнал измерителя представим в виде суммы сигнальной и шумовой функций. Анализ изменения сигнальной функции при наличии широкополосной помехи $\nu(t)$ показывает, что она достигает максимума при $\Omega = \Omega_0$, только если

$$(1+q+Q)\ln(1+q+Q) - (Q+q)(Q+1) > 0, \tag{3}$$

здесь $q = N_{s0}/N_0$, $Q = N_{\nu 0}/N_0$. Неравенство (3) определяет возможность использования измерителя [5] при наличии широкополосной помехи $\nu(t)$, если оно не выполняется, то измеритель неработоспособен.

Используя методику [5] для рассеяний (средних квадратов ошибок) оценок в измерителе, находим выражения

$$V(\hat{\Omega}_1) = \langle (\hat{\Omega}_1 - \Omega_0)^2 \rangle = 8\pi^2 [(1+Q+q)^4 \Gamma_1^4 (2\Gamma_2^3 - (\Gamma_2 - \Gamma_1)^2 \times$$
$$\times (2\Gamma_2 - \Gamma_1)) + (\Gamma_2 - \Gamma_1)^4 (1+Q)^4 (2\Gamma_2^3 - \Gamma_1^2 (\Gamma_2 + \Gamma_1))] T^{-2} \times$$
$$\times (Q+q)^{-4} (1+Q)^{-4} \Gamma_1^{-4} \Gamma_2^{-3} (\Gamma_2 - \Gamma_1)^{-4};$$
$$V(\hat{N}_{1s}) = \langle (\hat{N}_{1s} - N_{s0})^2 \rangle = N^2_{\nu 0} + (N_0 + N_{\nu 0} + N_{s0})^2/\mu,$$

где

$$\Gamma_1 = (Q+q - \ln(1+Q+q))/(Q+q)^2,$$
$$\Gamma_2 = q[(q(1+Q)^{-1}(Q+q)^{-1} + 2(Q+q)^{-1})\ln(1+Q+q) - 1] \times$$
$$\times (Q+q)^{-1}(1+Q)^{-1}.$$

Полагая здесь $Q=0$, приходим к полученным в [5] выражениям для характеристик оценок в отсутствие широкополосной помехи $\nu(t)$.

Описать проигрыш в точности измерения из-за наличия широкополосной помехи можно отношениями $\chi_1 = V(\hat{\Omega}_1)/V(\hat{\Omega}|\Omega_0,\ N_{s0})$, $\rho_1 = V(\hat{N}_{1s})/V(\hat{N}_s|\Omega_0,\ N_{s0})$, здесь при $Q=0$ $V(\hat{\Omega}|\Omega_0,\ N_{s0}) = V(\hat{\Omega}_1)$ и $V(\hat{N}_s|\Omega_0,\ N_{s0}) = V(\hat{N}_{1s})$ — рассеяния оценок в отсутствие широкополосной помехи. Зависимости $\chi_1(q)$ и $\rho_1(q)$ при $\mu = 100$ нанесены сплошными линиями на рис. 1 и 2 соответственно: кривая *1* рассчитана для значения $Q = 0{,}5$; кривая *2* — для $Q = 0{,}8$; кривая *3* — для $Q = 1$. Как следует из анализа изменения сплошных кривых, наличие широкополосной помехи $\nu(t)$ приводит к существенному снижению точности оценок, вырабатываемых измерителем [5].

Точность измерения величины и ширины спектра мощности случайного сигнала $s(t)$ можно повысить, используя устройство, реализующее совместные оценки параметров случайного сигнала и неизвестной величины спектральной плотности широкополосной помехи $\nu(t)$. Для определения структуры такого устройства, адаптирующегося к широкополосной помехе с неизвестной мощностью, используем метод максимального правдоподобия [5, 6].

Введем в рассмотрение три вспомогательные гипотезы H_i, $i=0, 1, 2$. Гипотеза H_2 предполагает, что реализация наблюдаемых данных имеет вид (1). Гипотеза H_1 предполагает, что случайный сигнал отсутствует,

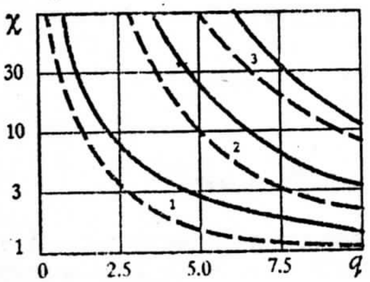


Рис. 1

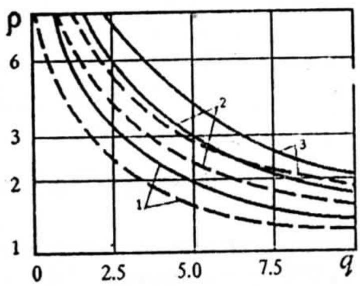


Рис. 2

так что наблюдается реализация $x(t)=\nu(t)+n(t)$. Наконец, гипотеза H_0 предполагает, что наблюдается только белый шум, и $x(t)=n(t)$.

Обозначим $F_2[\Omega, N_s, N_\nu]$ — логарифм функционала отношения правдоподобия для гипотезы H_2 при альтернативе H_0 и $F_1[N_\nu]$ — логарифм функционала для гипотезы H_1 при той же альтернативе. Тогда оценки максимального правдоподобия (ОМП) величины $\widehat{N}_{2s}$ и ширины $\widehat{\Omega}_2$ спектра мощности случайного сигнала $s(t)$ при наличии широкополосной помехи с неизвестной спектральной плотностью мощности можно записать в виде [6]

$$\left.\begin{aligned} &(\widehat{\Omega}_2,\ \widehat{N}_{2s}) = \arg\sup M(\Omega,\ N_s),\\ &M(\Omega,\ N_s) = \sup_{N_\nu} F_2[\Omega,\ N_s,\ N_\nu] - \sup_{N_\nu} F_1[N_\nu]. \end{aligned}\right\} \tag{4}$$

Введение вспомогательных гипотез H_i, $i=0, 1, 2$, позволяет избежать существенных математических трудностей при получении логарифма функционала отношения правдоподобия. В результате, используя [2, 6], имеем

$$F_2[\Omega,\ N_s,\ N_\nu] = \frac{(N_s+N_\nu)\,T}{\pi N_0(N_s+N_\nu+N_0)} \int\limits_0^{\Omega/2} s_T(\omega)\,d\omega + \frac{N_\nu T}{\pi N_0(N_\nu+N_0)} \int\limits_{\Omega/2}^{\omega_{\max}/2} s_T(\omega)\,d\omega - \frac{T}{4\pi}\left[\Omega \ln\left(1+\frac{N_s+N_\nu}{N_0}\right) + (\omega_{\max}-\Omega)\ln\left(1+\frac{N_\nu}{N_0}\right)\right], \tag{5}$$

$$F_1[N_\nu]=F_2[0,\ 0,\ N_\nu], \tag{6}$$

где $s_T(\omega)=|\int\limits_0^T x(t)\exp(-j\omega t)\,dt|^2/T$ — периодограмма реализации наблюдаемых данных.

Подставляя (5), (6) в (4), находим ОМП величины и ширины спектра мощности случайного сигнала

$$\widehat{N}_{2s}=4\left[\int\limits_0^{\widehat{\Omega}_2/2} s_T(\omega)\,d\varphi/\widehat{\Omega}_2-\int\limits_{\widehat{\Omega}_2/2}^{\omega_{\max}/2} s_T(\omega)\,d\omega/(\omega_{\max}-\widehat{\Omega}_2)\right]; \tag{7}$$

$$\widehat{\Omega}_2=\arg\sup M(\Omega),\quad \Omega\in[\Omega_{\min},\ \Omega_{\max}]; \tag{8}$$

$$M(\Omega)=-\frac{T}{4\pi}\left\{\Omega\ln\left[\int\limits_0^{\Omega/2} s_T(\omega)\,d\omega/C\Omega\right]+\right.$$

$$\left.+(\omega_{\max}-\Omega)\ln\left[\int\limits_{\Omega/2}^{\omega_{\max}/2} s_T(\omega)\,d\omega/C(\omega_{\max}-\Omega)\right]\right\}, \tag{9}$$

где C — произвольная постоянная величина, имеющая размерность спектральной плотности. Согласно (7), (8) оценки чнварианты по от-

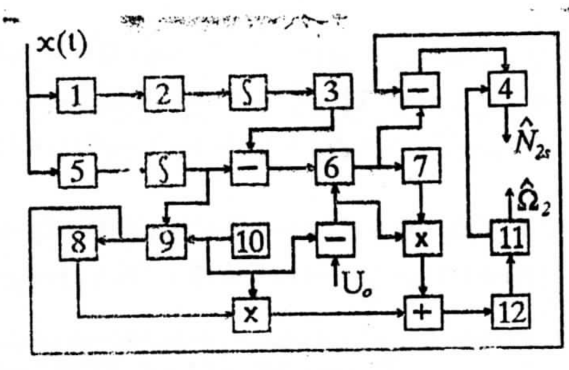


Рис. 3

ношению к величинам спектральных плотностей широкополосной помехи и белого шума.

Один из способов построения измерителя (последовательный) показан на рис. 3, где *1* — фильтр, передаточная функция которого удовлетворяет условию $|H(j\omega)|^2=1$ при $|\omega|\leqslant\omega_{\max}/2$ и $|H(j\omega)|^2=0$ при $|\omega|>\omega_{\max}/2$; *2* — квадратор; *3* — усилитель с коэффициентом усиления $\Delta t/T\Omega_{\max}$, $\Delta t\gg T$ — время анализа; *4* — стробирующее устройство; *5* — последовательный спектроанализатор, анализирующий за время Δt диапазон частот $[0,\Omega_{\max}/2]$; *6*, *9* — делители, вырабатывающие отношение входных сигналов; *7*, *8* — усилители с логарифмическими характеристиками; *10* — генератор линейно возрастающего сигнала $u(t)=$ $=t/2$ на интервале времени $[\Delta t\Omega_{\min}/\Omega_{\max},\ \Delta t]$; *11* — решающее устройство, которое фиксирует положение $\widehat{t}$ абсолютного максимума входного сигнала на интервале времени $[\Delta t\Omega_{\min}/\Omega_{\max},\ \Delta t]$ и в момент $\hat{l}$ формирует сигнал, открывающий стробирующее устройство *4*; *12* — инвертор; величина $U_0=\omega_{\max}\Delta t/2\Omega_{\max}$. Оценка ширины спектра мощности $\hat{\Omega}_2$ однозначно связана с $\hat{l}$ соотношением $\hat{\Omega}_2=\hat{l}\Omega_{\max}/\Delta t$, а амплитуда сигнала на выходе блока *4* является оценкой величины спектра мощности $\hat{N}_{2s}$. Выходные сигналы данного устройства с точностью до постоянных множителей совпадают с оценками величины и ширины спектра мощности. Поэтому возникает необходимость в градуировке прибора. Градуировку можно провести стандартными методами, подавая на вход серию тестовых сигналов с полосовым спектром мощности.

Получим характеристики оценок величины (7) и ширины (8) спектра мощности. Полагая справедливым условие (2), при котором ОМП $\hat{N}_{2s}$ и $\hat{\Omega}_2$ обладают высокой апостериорной точностью, исследуем аналогично [5] поведение случайного процесса (9) в малой окрестности точки Ω_0. Отсюда следует, что с увеличением времени наблюдения процесс (9) в малой окрестности Ω_0 может быть аппроксимирован марковским гауссовским процессом. Применяя затем метод локально-марковской аппроксимации [7], находим выражения для рассеяний (средних квадратов ошибок) оценок, вырабатываемых измерителем, показанным на рис. 3:

$$\begin{aligned} V(\hat{\Omega}_2) &= 8\pi^2[(1+Q+q)^4\gamma_1^4(2\gamma_2^3-(\gamma_2-\gamma_1)^2(2\gamma_2-\gamma_1))+(1+Q)^4\times \\ &\times(\gamma_2-\gamma_1)^4(2\gamma_2^3-\gamma_1^2(\gamma_2+\gamma_1))]T^{-2}q^{-4}\gamma_1^{-4}\gamma_2^{-3}(\gamma_2-\gamma_1)^{-4}; \qquad (10) \\ V(\hat{N}_{2s}) &= [(N_0+N_{v0}+N_{s0})^2+(N_0+N_{v0})^2/(\omega_{\max}/\Omega_0-1)]/\mu, \end{aligned}$$

где

$$\gamma_1=(1+Q)^2(q/(1+Q)-\ln[(1+Q+q)/(1+Q)])/q^2,$$
$$\gamma_2=(1+2(1+Q)/q)\ln[(1+Q+q)/(1+Q)]-1.$$

Как и следовало ожидать, характеристики оценок не зависят от выбора постоянной величины C в формуле (9).

Полагая в (10) $Q=0$, получаем, что точности оценок ширины спектральной плотности в измерителе [5] и измерителе, показанном на рис. 3, совпадают в отсутствие широкополосной помехи. Однако при ее наличии точность оценок величины и ширины спектра мощности в измерителе, оказывается выше. В этом случае выигрыш в точности можно охарактеризовать отношениями $\chi_2=V(\hat{\Omega}_1)/V(\hat{\Omega}_2)$, $\rho_2=V(\hat{N}_{1s})/V(\hat{N}_{2s})$. Зависимости $\chi_2(q)$ и $\rho_2(q)$, рассчитанные при $\omega_{\max}\gg\Omega_0$ для значений μ и Q, принятых при вычислении χ_1 и ρ_1, нанесены штриховыми линиями на рис. 1 и 2 соответственно. Из анализа этих кривых следует, что выигрыш в точности оценок, обеспечиваемый измерителем, показанным на рис. 3, может быть существенным, особенно в случае малых значений q, представляющих основной практический интерес. В то же время при весьма больших значениях q точности оценок в несколько более сложном по структуре измерителе рис. 3 и более простом измерителе [5] практически совпадают.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Возенкрафт Дж., Джекобс И.* Теоретические основы техники связи. М.: Мир, 1969.
2. Вопросы статистической теории радиолокации/П. А. Бакут, И. А. Большаков, Б. М. Герасимов и др.; Под ред. Г. П. Тартаковского. М.: Сов. радио, 1963. Т. 1.
3. *Дубинский Б. А., Слыш В. И.* Радиоастрономия. М.: Сов. радио, 1973.
4. *Левин Б. Р., Шварц В.* Вероятностные модели и методы в системах связи и управления. М.: Радио и связь, 1985.
5. *Трифонов А. П., Нечаев Е. П.* Совместная оценка величины и ширины спектра мощности случайного сигнала//Изв. вузов СССР. Приборостроение. 1987. Т. 30, № 11. С. 7—10.
6. *Куликов Е. И., Трифонов А. П.* Оценка параметров сигналов на фоне помех. М.: Сов. радио, 1978.
7. *Трифонов А. П., Шинаков Ю. С.* Совместное различение сигналов и оценка их параметров на фоне помех. М.: Радио и связь, 1986.

Рекомендована кафедрой радиофизики

Поступила в редакцию 27.04.93 г.

Изв. вузов. Приборостроение. 1994. № 2

УДК 519.95

КОНЦЕПТУАЛЬНАЯ МОДЕЛЬ ИЕРАРХИЧЕСКИХ ИНФОРМАЦИОННО-УПРАВЛЯЮЩИХ СИСТЕМ

В. А. ДУЛЬЦЕВ, А. А. ЛЯМКИН, Н. П. МИКУЛЕНКО

Санкт-Петербургский государственный электротехнический университет

Рассматривается концептуальная модель иерархических информационно-управляющих систем. Предлагается способ описания структуры системы и моделей ее функционирования.

Первым и наиболее важным этапом, определяющим успех или неудачу процесса моделирования, является построение концептуальной модели системы и ее формализация. Возникающие при этом трудности обусловливаются сложностью моделируемой системы, что особенно относится, в частности, к иерархическим информационно-управляющим системам (ИУС). Примерами ИУС являются гибкие производственные системы, системы мониторинга и системы управления движением судов в воздушных и морских акваториях, а также многие виды военно-технических систем. Функционирование ИУС сводится к материальному, энергетическому или информационному воздействию на окружающую среду Q [2], под которой, в первую очередь, понимаются другие (часто не менее сложные) технические системы. В самом общем случае эти системы могут находиться в конфликтной ситуации, противодействуя друг другу.

Основой для построения концептуальной модели любой системы служит ее содержательное описание. Анализ различных ИУС устанавливает иерархичность их структуры и позволяет выделить четыре типа используемых в них средств (основных структурных компонентов): средства воздействия V на окружающую среду; средства технического зрения, иначе обнаружители O; средства управления U; средства дви-