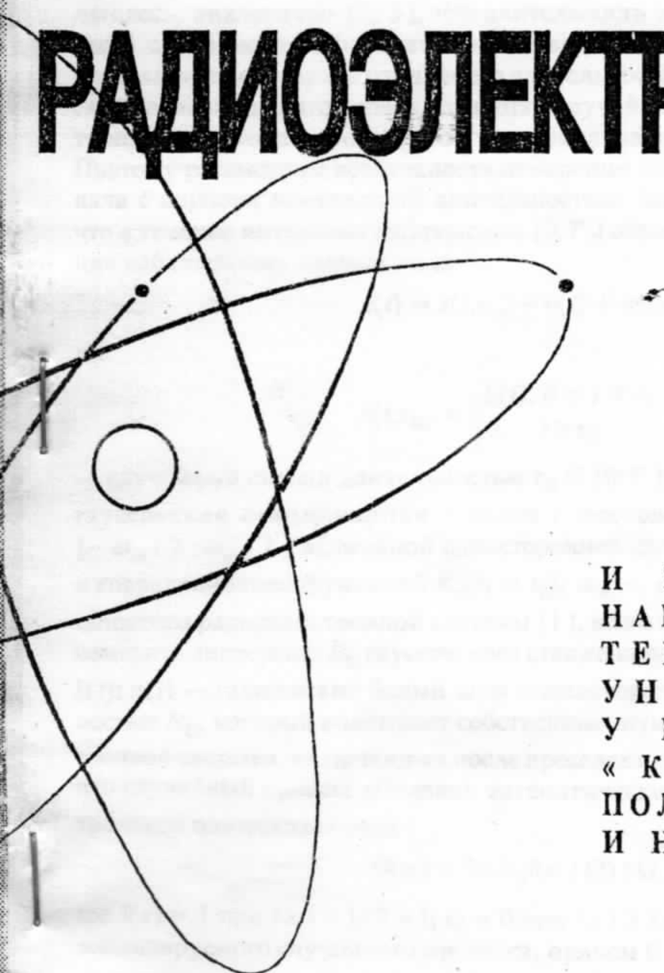
ISSN 0021-3470

НТУУ "КПІ" 100 1898·1998

И З В Е С Т И Я
ВЫСШИХ УЧЕБНЫХ
З А В Е Д Е Н И Й

РАДИОЭЛЕКТРОНИКА



ТОМ 40

5-6

ИЗДАНИЕ
НАЦИОНАЛЬНОГО
ТЕХНИЧЕСКОГО
УНИВЕРСИТЕТА
УКРАИНЫ
«КИЕВСКИЙ
ПОЛИТЕХНИЧЕСКИЙ
ИНСТИТУТ»

1997

УДК 621.391

ТРИФОНОВ А. П., ПАРФЕНОВ В. И.

ОЦЕНКА ДИСПЕРСИИ СЛУЧАЙНОГО СИГНАЛА С НЕИЗВЕСТНОЙ ДЛИТЕЛЬНОСТЬЮ

Найдены структура и характеристики максимально правдоподобного измерителя дисперсии и длительности случайного сигнала при воздействии помехи с неизвестной мощностью.

В [1] получены структура и характеристики измерителя дисперсии, адаптирующегося к помехе с неизвестной мощностью. При этом предполагалось, аналогично [2, 3], что длительность анализируемого гауссовского случайного сигнала априори известна, так что время обработки сигнала можно выбрать равным его длительности. Однако при практической реализации алгоритмов обработки случайных сигналов в радиоэлектронных системах длительность сигнала часто априори неизвестна. Поэтому рассмотрим возможность измерения дисперсии случайного сигнала с априори неизвестной длительностью. Аналогично [1] полагаем, что в течение интервала наблюдения $[0;T]$ обработке доступна реализация наблюдаемых данных вида

$$x(t) = s(t,\tau_0) + \nu(t) + n(t), \tag{1}$$

где

$$s(t,\tau_0) = \begin{cases} \xi(t), & 0 \le t \le \tau_0, \\ 0, & t > \tau_0 \end{cases} \tag{2}$$

— случайный сигнал длительностью $\tau_0 \in [0;T]$; $\nu(t)$ — широкополосная гауссовская стационарная помеха с постоянной в полосе частот $[-\omega_m/2\,;\omega_m/2]$ величиной односторонней спектральной плотности γ_0 и корреляционной функцией $K_\nu(t_1 - t_2)$; ω_m — полоса пропускания преселектора радиоэлектронной системы [1], на выходе которой необходимо измерить дисперсию D_0 гауссовского стационарного случайного процесса $\xi(t)$; $n(t)$ — гауссовский белый шум с односторонней спектральной плотностью N_0, который описывает собственные шумы элементов радиоэлектронной системы, включенных после преселектора. Как и в [1], полагаем, что случайный процесс обладает математическим ожиданием Q_0 и спектральной плотностью вида

$$G(\omega) = 2\pi D_0 \mathrm{I}(\omega/\Omega)/\Omega, \tag{3}$$

где $\mathrm{I}(x) = 1$ при $|x| < 1/2$ и $\mathrm{I}(x) = 0$ при $|x| > 1/2$, а Ω — полоса частот анализируемого случайного процесса, причем $\Omega < \omega_m$.

Рассмотрим, как влияет априорное незнание длительности τ_0 случайного сигнала на точность оценки дисперсии

$$\widehat{D} = \frac{1}{T(k-1)}\left[k\int_0^T \widetilde{y}_2^2(t)\mathrm{d}t - \int_0^T \widetilde{y}_1^2(t)\mathrm{d}t\right] - \left[\frac{c}{T}\int_0^T \widetilde{y}_1(t)\mathrm{d}t\right]^2, \tag{4}$$

полученной в [1]. В (4) $\widetilde{y}_1(t)$ и $\widetilde{y}_2(t)$ — отклики фильтров с передаточными функциями $H_i(\omega)$ $(i = 1,2)$ на сигнал $\widetilde{x}(t) = x(t) - a_0(1 - c)$, где $x(t)$ определяется из (1), а $c = 0$, если математическое ожидание a_0 процесса $\xi(t)$ априори известно и $c = 1$, если оно априори неизвестно. Передаточные функции $H_i(\omega)$ удовлетворяют соотношениям: $|H_1(\omega)|^2 = \mathrm{I}(\omega/\omega_m)$, $|H_2(\omega)|^2 = \mathrm{I}(\omega/\omega_m)$, а $k = \omega_m/\Omega$.

Подставляя в (4) реализацию наблюдаемых данных (1) и выполняя усреднение при фиксированных значениях D_0 и τ_0, получаем для смещения (систематической ошибки) и рассеяния (среднего квадрата ошибки) оценки (4) сигнала с неизвестной длительностью выражения

$$b(\widehat{D}\,|\,D_0, \tau_0) = \langle \widehat{D} - D_0 \rangle = \frac{D_0}{\mu}\Big\{(\mu - q_N z_0^2/2)\,[\min(1,\kappa) - 1] -$$

$$- \frac{c}{2}\,[(\kappa - 2q_N z_0^2)]\min(1,\kappa) + z_0^2 q_N \min^2(1,\kappa) + \kappa\,(q + q_N) + z_0^2 q_N\,]\Big\}, \tag{5}$$

$$V(\widehat{D}/D_0, \tau_0) = \langle(\widehat{D} - D_0)^2\rangle = b^2(\widehat{D}/D_0, \tau_0) + \frac{D_0^2}{\mu^2}\Big\{\frac{\mu\,\kappa\,k}{k-1}(q + q_N)^2 +$$

$$+ z_0^2 q_N \kappa\,(1 - c)(q + q_N) - c\kappa^2(q + q_N)^2/2 + c z_0^2 q_N \kappa\min^3(1,\kappa) +$$

$$+ c\min^2(1,\kappa)\,[\kappa^2/2 - \kappa z_0^2 q_N(q + q_N + 2)] + \min(1,\kappa)\,[\kappa\,\mu(1 + 2q + 2q_N) +$$

$$+ \kappa\, z_0^2 q_N c + \kappa\, z_0^2 q_N (q + q_N)(2c - 1) - \kappa^2 c\,(1 + q + q_N)]\Big\}, \tag{6}$$

где $\kappa = \tau_0/T$, $\mu = \Omega\tau_0/4\pi$, $z_0^2 = 2a_0^2\tau_0/N_0$, $q = \gamma_0\Omega/4\pi D_0$ — отношение средней мощности широкополосной помехи в полосе частот анализируемого процесса к средней мощности самого процесса; $q_N = N_0\Omega/4\pi D_0$ — отношение средней мощности белого шума в полосе частот анализируемого процесса к средней мощности самого процесса. При выполнении усреднения в (5), (6) предполагалось, что истинное значение длительности τ_0 случайного сигнала и время наблюдения T существенно превышают время корреляции процесса $\xi(t)$, так что

$$\Omega \tau_0 / 4\pi >> 1, \Omega T / 4\pi >> 1. \quad (7)$$

Полагая в (5), (6) $\kappa = 1$, приходим к известным выражениям [1] для смещения и рассеяния оценки дисперсии (4). В частности, при $c = 1$ (математическое ожидание процесса $\xi(t)$ априори неизвестно) имеем

$$b_0(\hat{D} \mid D_0) = -D_0(1 + q + q_N)/2\mu, \quad (8)$$

$$V_0(\hat{D} \mid D_0) = D_0^2\left[(1 + q + q_N)^2 + (q + q_N)^2/(k-1)\right]/\mu. \quad (9)$$

Проигрыш в точности оценки дисперсии случайного сигнала из-за незнания его длительности можно охарактеризовать отношением $\chi_1(\kappa) = V(\hat{D} \mid D_0, \tau_0) / V_0(\hat{D} \mid D_0)$. На рис. 1 приведены зависимости χ_1 от κ при $c = 1$. Кривая *1* соответствует значению $q = 0{,}1$; кривая *2* — $q=0{,}5$; кривая *3* — $q = 1$. Для всех кривых $\mu = 100$, $z_0^2 = 1$, $q_N = 0{,}5$, $k = 9$. Как следует из рис. 1, проигрыш в точности оценки (4) дисперсии случайного сигнала из-за незнания его длительности может быть значительным и возрастает с уменьшением q, если $\kappa < 1$. Когда $\kappa > 1$, этот проигрыш не зависит от величины q.

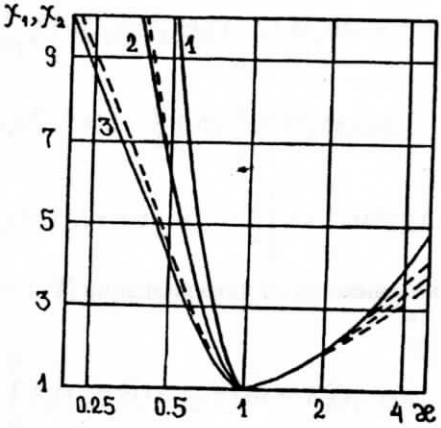


Рис. 1

Повысить точность измерения дисперсии в этих условиях можно, реализуя совместную оценку максимального правдоподобия (ОМП) дисперсии и длительности случайного сигнала. С этой целью 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, 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 $F_2[\tau, a, D, \gamma]$ — логарифм функционала отношения правдоподобия для гипотезы H_2 при альтернативе H_0 и $F_1[\gamma]$ — логарифм функционала отношения правдоподобия для гипотезы H_1 при той же альтернативе. Тогда ОМП дисперсии D_m и длительности τ_m при априори известном математическом ожидании a_0 можно записать в виде

$$D_m = \arg\sup_D \left\{\sup_{\gamma,\tau} F_2 [\tau, a_0, D, \gamma] - \sup_\gamma F_1 [\gamma]\right\},$$

$$\tau_m = \arg\sup_\tau \left\{\sup_{D,\gamma} F_2 [\tau, a_0, D, \gamma] - \sup_\gamma F_1 [\gamma]\right\}. \tag{10}$$

Если математическое ожидание априори неизвестно, то ОМП дисперсии и длительности определяются выражениями

$$D_m = \arg\sup_D \left\{\sup_{a,\gamma,\tau} F_2 [\tau, a, D, \gamma] - \sup_\gamma F_1 [\gamma]\right\},$$

$$\tau_m = \arg\sup_\tau \left\{\sup_{a,D,\gamma} F_2 [\tau, a, D, \gamma] - \sup_\gamma F_1 [\gamma]\right\}. \tag{11}$$

Введение вспомогательных гипотез H_i $(i = 0, 1, 2)$ позволяет избежать существенных математических трудностей при получении функционалов отношения правдоподобия. Действительно, используя [4], имеем

$$F_2[\tau,a,D,\gamma] = \frac{1}{N_0} \iint_0^T x(t_1)x(t_2)\Theta_2(t_1,t_2)\, dt_1 dt_2 +$$

$$+ \int_0^T v(t)\, [x(t) - a_s(t)/2]dt - \frac{1}{2}\int_0^1 d\chi \int_0^T dt\, \Theta_2(t,t,\chi), \tag{12}$$

$$F_1[\gamma] = \frac{1}{N_0} \iint_0^T x(t_1)\, x(t_2)\, \Theta_1(t_1, t_2)\, dt_1\, dt_2 - \frac{1}{2}\int_0^1 d\chi \int_0^T dt\, \Theta_1(t,t,\chi),$$

где функции $\widetilde{\Theta}_i(t_1, t_2, \chi)$ $(i = 1, 2)$ определяются из решения интегральных уравнений

$$\frac{N_0}{2}\widetilde{\Theta}_i(t_1, t_2, \chi) + \chi \int_0^T K_i(t_1,t)\, \widetilde{\Theta}_i(t, t_2, \chi)\, dt = K_i(t_1, t_2),$$

$$K_1(t_1, t_2) = K_\nu(t_1 - t_2),$$

$$K_2(t_1, t_2) = K_\nu(t_1 - t_2) + K_\xi(t_1 - t_2)\, \mathrm{I}\, [(t_1 - \tau/2)/\tau]\, \mathrm{I}\, [(t_2 - \tau/2)/\tau],$$

$$K_\xi(t_1 - t_2) = \int_{-\infty}^{\infty} G(\omega) \exp [j\omega(t_1 - t_2)]d\omega / 2\pi,$$

$$\Theta_i(t_1, t_2) = \widetilde{\Theta}_i(t_1, t_2, \chi = 1), \quad a_s(t) = a\, \mathrm{I}\, [(t - \tau/2)/\tau],$$

$$v(t) = 2\left\{a_s(t) - \int_0^T a_s(t_1)\Theta_2(t_1, t_2)dt_1\right\} / N_0. \tag{13}$$

Учитывая (7) и решая интегральные уравнения (13) аналогично [4] с помощью преобразования Фурье, получаем следующие выражения для функционалов (12):

$$F_2[\tau,a,D,\gamma] = \frac{q}{N_0(q+q_N)}\int_0^T y_1^2(t)\,dt + \frac{q_N}{N_0(q+q_N)(1+q+q_N)}\int_0^\tau y_2^2(t)\,dt +$$
$$+\frac{2aq_N}{N_0(1+q+q_N)}\int_0^\tau x(t)dt - \frac{a^2q_N\tau}{N_0(1+q+q_N)} - \frac{\tau\Omega}{4\pi}\ln\left(\frac{1+q+q_N}{q_N}\right) -$$
$$-\left(\frac{\omega_m T}{4\pi} - \frac{\Omega\tau}{4\pi}\right)\ln\left(\frac{q+q_N}{q_N}\right),$$

$$F_1[\gamma] = \frac{q}{N_0(q+q_N)}\int_0^T y_1^2(t)\,dt - \frac{\omega_m T}{4\pi}\ln\left(\frac{q+q_N}{q_N}\right),$$

где $y_i(t)$ — отклики фильтров с передаточными функциями $H_i(\omega)$ ($i = 1, 2$) на реализацию наблюдаемых данных $x(t)$ (1). Подставляя найденные выражения в (10), (11), имеем

$$D_m = \frac{1}{\tau_m}\left\{\int_0^{\tau_m}[y_2^2(t)\,dt + 2a_0(c-1)x(t) - a_0^2(c-1)]dt -\right.$$
$$\left.-\frac{c}{\tau_m}\left[\int_0^{\tau_m}x(t)\,dt\right]^2\right\} - \frac{1}{kT-\tau_m}\left\{\int_0^T y_1^2(t)\,dt - \int_0^{\tau_m}y_2^2(t)\,dt\right\},$$
$$\tau_m = \arg\sup M(\tau),$$
$$M(\tau) = -(kT-\tau)\ln\left\{\frac{\alpha^2}{kT-\tau}\left[\int_0^T y_1^2(t)\,dt - \int_0^\tau y_2^2(t)\,dt\right]\right\} - \tag{14}$$
$$-\tau\ln\left\{\frac{\alpha^2}{\tau}\left(\int_0^\tau y_2^2(t)\,dt - \frac{c}{\tau}\left[\int_0^\tau x(t)\,dt\right]^2 + (c-1)\int_0^\tau[2a_0x(t) - a_0^2]\,dt\right)\right\}.$$

Здесь α — произвольная постоянная величина, имеющая размерность, обратную размерности реализации наблюдаемых данных, и выбираемая из условия обеспечения требуемого динамического диапазона входных сигналов. Согласно (14) синтезированные оценки инвариантны по отношению к величинам спектральных плотностей широкополосной помехи и белого шума. Аналогично (4) $c = 0$, если математическое ожидание a_0 процесса $\xi(t)$ априори известно и $c = 1$, если оно априори неизвестно.

Один из способов построения измерителя дисперсии случайного сигнала с неизвестной длительностью показан на рис. 2, где обозначено: *1* — фильтр с передаточной функцией $H_1(\omega)$; *2* — фильтр с передаточной функцией $H_2(\omega)$; *3* — интегратор, выполняющий интегрирование на интервале $[0; \tau]$; *4* — квадратор; *5* — интегратор, выполняющий интегрирование за время $[0;T]$; *6* — делитель; *7* — генератор линейно-изменяющегося напряжения, пропорционального τ; *8* — логарифмический усилитель; *9* — управляемый ключ, открываемый на короткий промежуток времени в момент подачи управляющего сигнала от решающего устройства; *10* — решающее устройство, определяющее положение абсолютного минимума, являющееся оценкой τ_m согласно (14). Очевидно, что при подаче на ключ *9* сигнала с решающего устройства *10* (в момент τ_m), величина сигнала на выходе ключа будет соответствовать ОМП D_m.

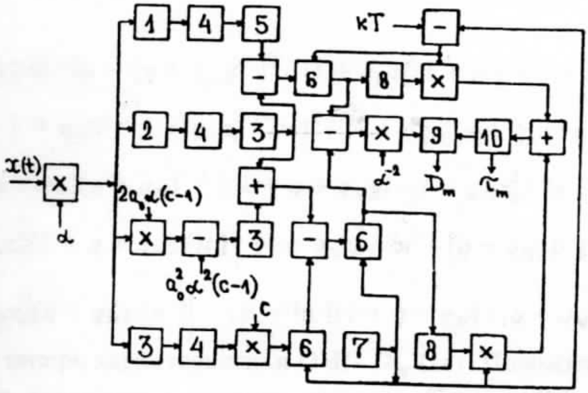


Рис. 2

Найдем характеристики совместных оценок параметров D и τ. Рассмотрим вначале характеристики ОМП τ_m (14). Функционал $M(\tau)$ (14) представим в виде суммы сигнальной $S(\tau,\tau_0) = \langle M(\tau) \rangle$ и шумовой $N(\tau) = M(\tau) - \langle M(\tau) \rangle$ функций, так что $M(\tau) = S(\tau,\tau_0) + N(\tau)$. Предположим, что оценки (14) обладают высокой апостериорной точностью. Для этого достаточно выполнения условия

$$z^2 = S^2(\tau_0, \tau_0) / \langle N^2(\tau_0) \rangle >> 1,$$

что имеет место, если $\mu >> 1$. Аппроксимируем $M(\tau)$ асимптотически гауссовским локально-марковским процессом [4] и определим коэффициенты сноса и диффузии этого процесса. Согласно методу локально-марковской аппроксимации [5], характеристики оценок тогда можно найти из решения уравнения Фоккера—Планка—Колмогорова. Решая это уравнение с соответствующими коэффициентами, граничными и начальными условиями, аналогично [5] для смещения и рассеяния оценки τ_m, имеем

$$b_m(\tau_m \mid \tau_0) = \langle \tau_m - \tau_0 \rangle = \frac{\tau_0}{\mu} \cdot \frac{-z_2^2 R(R+2) + z_1^2(1+2R)}{2 z_1^2 z_2^2 (1+R)^2},$$

$$V_m(\tau_m \mid \tau_0) = \langle (\tau_m - \tau_0)^2 \rangle =$$
$$= \frac{\tau_0^2}{\mu^2} \cdot \frac{z_1^4(5R^2 + 6R + 2) + z_2^4 R(2R^2 + 6R + 5)}{2 z_1^4 z_2^4 (1+R)^3}, \qquad (15)$$

где

$$z_1^2 = [1 + q_N z_0^2 / 2\mu - (q + q_N)\beta\,]^2 / [1 + q_N z_0^2 (1 + q + q_N) / \mu\,],$$
$$z_2^2 = [(1 + q + q_N)\beta - 1 + q_N z_0^2 / 2\mu\,]^2 / [1 + q_N z_0^2 (q + q_N) / \mu\,],$$
$$R = (1 + q + q_N)(q + q_N)^{-1}\ [(1 + q + q_N)\beta - 1 + q_N z_0^2 / 2\mu\,] \times$$
$$\times\ [1 + q_N z_0^2 (1 + q + q_N) / \mu\,] \Big\{ [1 + q_N z_0^2 / 2\mu - (q + q_N)\beta\,] \times$$
$$\times\ [1 + q_N z_0^2 (q + q_N) / \mu\,] \Big\}^{-1}, \beta = \ln\,[(1 + q + q_N) / (q + q_N)].$$

Рассмотрим теперь характеристики ОМП D_m (14). Положим вначале, что величина параметра τ априори известна. Тогда в (14) следует подставить $\tau_m = \tau_0$. При $\tau_m = \tau_0$ и $\mu >> 1$ характеристики оценки D_m можно найти, непосредственно усредняя (14). В результате получаем

$$b_m(D_m \mid D_0) = -\,D_0 c(1 + q + q_N) / 2\mu,\ \ V_m(D_m \mid D_0) = b_m^2(D_m \mid D_0) +$$
$$+ \frac{D_0^2}{\mu^2} \left\{ [2 z_0^2 (c - 1) + \mu\,](1 + q + q_N)^2 + \frac{\mu\kappa\,(q + q_N)^2}{k - \kappa} \right\}. \qquad (16)$$

Положим теперь, что величина параметра τ_0 неизвестна. Из (16) следует, что при $\tau_m = \tau_0$ и $\mu \to \infty$ рассеяние оценки D_m (14) имеет порядок малости μ^{-1}. С другой стороны, согласно (15), рассеяние оценки τ_m имеет порядок малости μ^{-2}. Поэтому, аналогично [6] можно показать, что при

$\mu >> 1$ характеристики оценки τ_m (14) практически совпадают с характеристиками (16), найденными при известном τ_0.

Положив в (16) $\kappa = 1$, получаем, что при априори известной длительности сигнала точность оценки дисперсии в измерителе [1] и измерителе, показанном на рис. 2, одинакова. Однако при априори неизвестной длительности сигнала точность оценки дисперсии (14) в измерителе, показанном на рис. 2, оказывается выше. В этом случае выигрыш в точности можно характеризовать отношением

$$\chi_2(\kappa) = V(\hat{D} \mid D_0, \tau_0) / V_m(D_m \mid D_0).$$

Зависимости $\chi_2(\kappa)$, рассчитанные при тех же условиях, что и $\chi_1(\kappa)$, нанесены штриховыми линиями на рис. 1. Из анализа рис. 1 следует, что выигрыш в точности оценки, обеспечиваемый измерителем, показанном на рис. 2, практически такой же, как и проигрыш в точности оценки дисперсии при неточно известной длительности τ_0. Следовательно, незнание длительности случайного сигнала приводит к необходимости использования измерителя, показанного на рис. 2 и обладающего более сложной структурой, чем измеритель, описанный в [1]. В то же время характеристики оценки дисперсии сигнала с неизвестной длительностью, обеспечиваемые измерителем, показанном на рис. 2, практически совпадают с характеристиками ОМП дисперсии сигнала, у которого априори известна длительность [1].

Таким образом, полученные результаты позволяют сделать обоснованный выбор между оценками (4) и (14) в зависимости от имеющейся априорной информации об анализируемом процессе, а также в зависимости от требований, предъявляемых к точности оценок и к степени простоты аппаратурной реализации измерителя.

Приведенные результаты получены при поддержке Российского фонда фундаментальных исследований.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. *Трифонов А. П., Алексеенко С. П.* Квазиправдоподобная оценка дисперсии стационарного гауссовского случайного процесса // Радиоэлектроника.— 1994.— № 11.— С. 10—18. (Изв. высш. учеб. заведений).

2. *Мирский Г. Я.* Аппаратурное определение характеристик случайных процессов.— М. : Энергия, 1972.— 456 с.

3. *Куликов Е. И.* Методы измерения случайных процессов.— М. : Радио и связь, 1986.— 272 с.

4. *Трифонов А. П., Нечаев Е. П., Парфенов В. И.* Обнаружение стохастических сигналов с неизвестными параметрами.— Воронеж, ВГУ, 1991.— 246 с.

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

6. Обнаружение изменений свойств сигналов и динамических систем // М. Бассвиль, А. Вилски, А. Банвенист и др.; под ред. М. Бассвиль, А. Банвениста.— М. : Мир, 1989.— 278 с.

Воронежский госуниверситет.

Поступила в редакцию 02.02.96.

Цена подписная

Индекс 70375

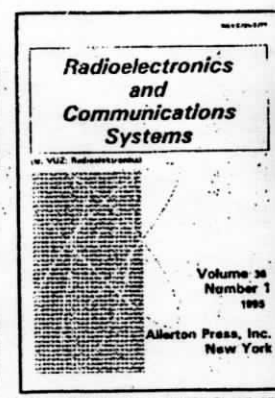
ЕЖЕМЕСЯЧНЫЙ
НАУЧНО-ТЕХНИЧЕСКИЙ ЖУРНАЛ
ИЗВЕСТИЯ ВЫСШИХ
УЧЕБНЫХ ЗАВЕДЕНИЙ

РАДИОЭЛЕКТРОНИКА

Журнал освещает актуальные теоретические проблемы радиоэлектроники; результаты научно-исследовательских работ, передовой отечественный опыт, определяющий направление и развитие научных исследований в области радиотехники и радиоэлектроники; публикует материалы научных конференций и совещаний; информацию о научной работе вузов; хроникальные и библиографические материалы.

ЖУРНАЛ ПУБЛИКУЕТ СТАТЬИ ПО РАЗДЕЛАМ:

Антенно-фидерные устройства и техника СВЧ.
Вакуумные и газоразрядные приборы.
Твердотельная электроника и интегральная схемотехника.
Оптические системы локации, связи и обработки информации.
Применение ЭВМ для исследования и проектирования радиоэлектронных устройств и систем.
Квантовая электронная техника.
Конструирование радиоэлектронной аппаратуры.
Радиолокация и радионавигация.
Радиотехнические устройства и системы.
Теоретические основы радиотехники.
Медицинская электроника.



Публикация статьи в журнале учитывается при выделении грантов из фонда Сороса

Журнал издается для профессорско-преподавательского состава, аспирантов и студентов старших курсов высших учебных заведений, научных и инженерно-технических работников НИИ, вузов, промышленных предприятий, организаций электронной промышленности и электросвязи.

Перевод журнала на английский язык издается фирмой Allerton Press Inc. (США) под названием «Radioelectronics and Communications Systems».

ЖУРНАЛ РАСПРОСТРАНЯЕТСЯ ПО ПОДПИСКЕ

Отдельные номера журналов текущего года можно приобрести в редакции, перечислив радиотехническому факультету КПИ на расчетный счет 609709 в Украинском кредитном банке г. Киева, МФО 321701, код ОКПО 02070921, стоимость журналов и пересылки. Для заказа отдельных журналов текущего года через редакцию необходимо прислать заявку в редакцию с указанием номера и количества журналов для включения в тираж текущего года.

Адрес редакции: 252056, г. Киев-56, проспект Победы, 37, НТУУ «Киевский политехнический институт», редакция журнала «Известия высших учебных заведений. Радиоэлектроника». Тел. (044) 441-12-63.

ISSN 0021—3470. Изв. высш. учеб. заведений. Радиоэлектроника. 1997. № 5—6. 1—160.