

61

61

ИЗВЕСТИЯ ВУЗОВ СССР РАДИОЭЛЕКТРОНИКА

ТОМ XXIV, № 12

ОТДЕЛЬНЫЙ ОТТИСК

КИЕВ — 1981

Выводы. 1. Совместное использование теории чувствительности и аппарата функциональных рядов Вольтерра позволяет с единых позиций определить структурные свойства усилительных трактов (УТ), обеспечивающих заданные стабильность и линейность передаточной характеристики.

2. Выбором порядка нулевой чувствительности (НЧ) можно контролировать не только стабильность, но и величину нелинейных искажений при сохранении требуемого усиления.

3. Если УТ содержит n усилительных звеньев и удовлетворяет условию НЧ до m -го порядка, то его усиление не превышает произведения передач $(n-m+1)/2$ наименее усиливающих звеньев.

4. Разработанный метод исследования структурных свойств УТ не накладывает ограничений на величину, характер вариаций и порядок нелинейности передач, входящих в тракт усилительных звеньев и в этом смысле является общим.

ЛИТЕРАТУРА

1. Гехер К. Теория чувствительности и допусков электронных цепей. М., «Советское радио», 1973, 199 с.
2. Богданович Б. М. Основы теории и расчета малосигнальных электронных усилителей с контролируемыми нелинейными искажениями. Минск, «Высшая школа», 1974, 310 с.
3. Богданович Б. М. Структурный синтез цепей класса Вольтерра—Винера по критериям нелинейности.— В сб.: «Радиотехника и электроника», Минск, «Высшая школа», 1976, вып. 6, с. 38—50.
4. Богатырев Е. А., Гребенко Ю. А. Анализ нелинейных искажений в активных фильтрах с использованием рядов Вольтерра.— «Радиотехника», 1979, 34, № 10, с. 4—9.
5. Томович Р., Вукобратович М. Общая теория чувствительности. М., «Советское радио», 1972, 238 с.

Поступила в редакцию 11 VII 1980 г.,
после переработки 19 III 1981 г.,

УДК 621.391.63

А. П. ТРИФОНОВ, А. В. ЗЮЛЬКОВ

ХАРАКТЕРИСТИКИ ОБНАРУЖЕНИЯ И ОЦЕНКИ ПОЛОЖЕНИЯ ИСТОЧНИКА СИГНАЛА, МОДУЛИРУЮЩЕГО ПУАССОНОВСКОЕ СЛУЧАЙНОЕ ПОЛЕ

Найдены асимптотически точные выражения для вероятностей ошибок первого и второго рода при обнаружении источника сигнала с неизвестным положением. С учетом аномальных ошибок получена корреляционная матрица оценок максимального правдоподобия координат источника сигнала.

Пусть имеется однородное пуассоновское случайное поле $N(\vec{\xi})$, где $\vec{\xi} \in G$, причем $\vec{\xi} = (\xi_1, \xi_2)$ — вектор пространственных координат; G — область на плоскости. Обозначим $\lambda(\vec{\xi})$ — интенсивность наблюдаемого поля. Полагаем, что

$$\lambda(\vec{\xi}) = \lambda_1(\vec{\xi} - \vec{x}_0) + \lambda_0 \quad (1)$$

или

$$\lambda(\vec{\xi}) = \lambda_0. \quad (2)$$

Здесь $\lambda_1(\vec{\xi} - \vec{x})$ — интенсивность поля, создаваемого источником сигнала, расположенным в точке $\vec{x} \in G$, а λ_0 — постоянная интенсивность поля, создаваемого мешающим излучением. Вид функции $\lambda_1(\vec{\xi})$ и величина λ_0 предполагаются известными.

По реализации N_G поля $N(\vec{\xi})$, полученной в результате наблюдения в области G необходимо: 1) определить, имеется ли сигнал $\lambda_1(\vec{\xi} - \vec{x})$ или его нет; 2) в случае, когда сигнал имеется, найти оценку его положения $\vec{x}$. При использовании метода максимального правдоподобия решение выносится в результате анализа логарифма функционала отношения правдоподобия, который согласно [1], может быть записан в виде

$$M(\vec{x}) = - \int_G \lambda_1(\vec{\xi} - \vec{x}) d\vec{\xi} + \int_G \ln \psi(\vec{\xi} - \vec{x}) N(d\vec{\xi}), \quad (3)$$

где $\psi(\vec{x}) = 1 + \lambda_1(\vec{x})/\lambda_0$. Процедура обнаружения сводится к вычислению функции (3) для всех $\vec{x} \in G$, определению наибольшего (абсолютного) максимума $M(\vec{x})$ и сравнению этого максимума с порогом, задаваемым критерием оптимальности. В случае, когда сигнал имеется (1), в качестве оценки $\vec{x}_m$ неизвестного положения источника сигнала $\vec{x}_0$ используется положение абсолютного максимума $M(\vec{x})$. В дальнейшем при анализе обнаружения и оценки, аналогично [1] будем полагать, что $\lambda_1(\vec{\xi} - \vec{x})$ отличается от нуля лишь в малой области G_1 в окрестности точки $\vec{x}$, а на границе G интенсивность $\lambda_1(\vec{\xi} - \vec{x}) = 0$.

Представим (3) в виде суммы регулярной и шумовой составляющих [2]: $M(\vec{x}) = \hat{S}(\vec{x}) + \hat{N}(\vec{x})$, где

$$\hat{S}(\vec{x}) = \langle M(\vec{x}) \rangle, \quad \hat{N}(\vec{x}) = M(\vec{x}) - \langle M(\vec{x}) \rangle. \quad (4)$$

При наличии источника сигнала в области G (1) $\hat{S}(\vec{x}) = Q + \hat{S}_1(\vec{x} - \vec{x}_0)$, а в его отсутствии (2) $\hat{S}(\vec{x}) = Q$. Здесь $Q = \lambda_0 \int_G \ln \psi(\vec{\xi} - \vec{x}) d\vec{\xi} - \int_G \lambda_1(\vec{\xi} - \vec{x}) d\vec{\xi}$ при сделанных предположениях не зависит от $\vec{x}$, а $\hat{S}_1(\vec{x} - \vec{x}_0) = \int_G \lambda_1(\vec{\xi} - \vec{x}_0) \times$

$\times \ln \psi(\vec{\xi} - \vec{x}) d\vec{\xi}$ функция, которая достигает абсолютного максимума при $\vec{x} = \vec{x}_0$. Шумовая функция $\hat{N}(\vec{x})$ (4) по определению представляет собой случайное поле с нулевым средним значением и функцией корреляции

$$K[(\vec{x}_1, \vec{x}_2)] = \int_G \lambda(\vec{\xi}) \ln \psi(\vec{\xi} - \vec{x}_1) \ln \psi(\vec{\xi} - \vec{x}_2) d\vec{\xi}. \quad (5)$$

Вычисляя кумулянты шумовой функции, аналогично [3], можно показать, что при выполнении неравенств

$$n_0 \gg 1, \quad n_1 \gg 1 \quad (6)$$

распределение поля $\hat{N}(\vec{x})$ приближенно является гауссовским. В (6) $n_0 = \lambda_0 V_1$, $n_1 = (\lambda_0 + \lambda_m) V_1$, V_1 обозначает площадь области G_1 , в которой интенсивность источника сигнала $\lambda_1(\vec{\xi} - \vec{x})$ отлична от нуля, $\lambda_m = \max \lambda_1(\vec{\xi})$. В дальнейшем, как правило, будем считать, что неравенства (6) выполняются.

ся и шумовая функция $\hat{N}(\vec{x})$ — гауссовское случайное поле. Заметим также, что площадь области, в которой функция корреляции (5) отлична от нуля, приближенно равна V_1 .

Характеристики обнаружения источника сигнала с неизвестным положением. При отсутствии сигнала, когда выполняется (2), выражение (3) можно записать в виде $M(\vec{x}) = Q + \hat{N}_0(\vec{x})$. Согласно (2), (5) функция корреляции шумовой функции $\hat{N}_0(\vec{x})$ определяется выражением

$$K_0(\vec{x}_1, \vec{x}_2) = \lambda_0 \int_G \ln \psi(\vec{\xi} - \vec{x}_1) \ln \psi(\vec{\xi} - \vec{x}_2) d\vec{\xi} = K_0(\vec{x}_1 - \vec{x}_2). \quad (7)$$

Следовательно, при сделанных предположениях, логарифм функционала отношения правдоподобия представляет собой однородное гауссовское поле со средним значением Q и функцией корреляции (7). В соответствии с методом максимального правдоподобия, решение о наличии источника сигнала принимается, если $\max_{\vec{x} \in G} M(\vec{x}) > h$, $\vec{x} \in G$, где h — порог. Значит вероятность ошибки первого рода (ложной тревоги) запишется как

$$\alpha = P[\max_{\vec{x} \in G} \hat{N}_0(\vec{x}) > h - Q] = 1 - P[N_0(\vec{x}) < u], \quad (8)$$

где $N_0(\vec{x}) = \hat{N}_0(\vec{x})/\sigma_0$, $u = (h - Q)/\sigma_0$, а $\sigma_0^2 = K_0(\vec{x}, \vec{x}) = \lambda_0 \int_G \ln^2 \psi(\vec{\xi}) d\vec{\xi}$ — дисперсия шумовой функции. Следуя [4, 5], вероятность ложной тревоги (8) можно аппроксимировать формулой

$$\alpha = \begin{cases} 1 - \exp[-mu \exp(-u^2/2)/(2\pi)^{3/2}], & u \geq 1, \\ 1, & u < 1, \end{cases} \quad (9)$$

где

$$m = V \sqrt{\Omega}, \quad \Omega = \omega_{11}\omega_{22} - \omega_{12}^2,$$

$$\omega_{ij} = \int_G \psi^{-1}(\vec{\xi}) (\partial \lambda_1(\vec{\xi}) / \partial \xi_i) (\partial \lambda_1(\vec{\xi}) / \partial \xi_j) d\vec{\xi} \left\{ \int_G \ln^2 \psi(\vec{\xi}) d\vec{\xi} \right\}^{-1}, \quad i, j = 1, 2,$$

а V — площадь области G . Согласно [3—5] точность этой формулы улучшается с увеличением порога u , отношения V/V_1 или параметра m и с ростом n_0 .

Определим вероятность ошибки второго рода (пропуска источника сигнала) β . Обозначим G_0 — область, дополняющая G_1 до G , так что $G = G_1 \cup G_0$, H_1 — величина абсолютного максимума логарифма функционала отношения правдоподобия при $\vec{x} \in G_1$, H_0 — то же самое при $\vec{x} \in G_0$. Так как предполагается, что $V \gg V_1$, то случайные величины H_1 и H_0 можно приближенно считать статистически независимыми [6]. Следовательно, предполагая наличие источника сигнала (1) в области наблюдения G , для вероятности пропуска получаем приближенное выражение

$$\beta \simeq P[H_1 < h] P[H_0 < h] = F_1(h) F_0(h). \quad (10)$$

В области G_0 статистические характеристики $M(\vec{x})$ (3) такие же, как при отсутствии сигнала. Поэтому, аналогично (9), можем записать аппроксимацию

$$F_0(h) \simeq \begin{cases} \exp[-mu \exp(-u^2/2)/(2\pi)^{3/2}], & u \geq 1, \\ 0, & u < 1. \end{cases} \quad (11)$$

При наличии источника сигнала и $\vec{x} \in G_1$

$$H_1 = M(\vec{x}_m) = Q + \hat{S}_1(\vec{x}_m - \vec{x}_0) + \hat{N}(\vec{x}_m), \quad (12)$$

где $\vec{x}_m$ — оценка максимального правдоподобия неизвестного положения источника сигнала. Обозначим: $S_m = \max \hat{S}_1(\vec{x}) = \int_G \lambda_1(\vec{\xi}) \ln \psi(\vec{\xi}) d\vec{\xi}$, $S_1(\vec{x}) = \hat{S}_1(\vec{x})/S_m$, $\sigma_1^2 = K(\vec{x}_0, \vec{x}_0) = \lambda_0 \int_G \psi(\vec{\xi}) \ln^2 \psi(\vec{\xi}) d\vec{\xi}$, $N(\vec{x}) = \hat{N}(\vec{x})/\sigma_1$, $\varepsilon = \sigma_1/S_m$ и перепишем (12) как

$$H_1 = Q + S_m [S_1(\vec{x}_m - \vec{x}_0) + \varepsilon N(\vec{x}_m)]. \quad (13)$$

Здесь $S_1(\vec{x})$ и $N(\vec{x})$ нормированы таким образом, что $\max S_1(\vec{x}) = \langle N^2(\vec{x}_0) \rangle = 1$. Полагая далее $\varepsilon \ll 1$, разложим (13) в ряд Маклорена по ε , учитывая, что $\vec{x}_m = \vec{x}_m(\varepsilon)$. Решая систему уравнений правдоподобия методом малого параметра [2], в качестве которого используем ε , находим

$$H_1 \simeq Q + S_m \left[1 + \varepsilon N(\vec{x}_0) + \varepsilon^2 \sum_{i,j=1}^2 N_i N_j A_{ij} / 2\Omega_1 + \dots \right]. \quad (14)$$

Здесь отброшены ε^3 и более высокие степени малого параметра, $N_i = [\partial N(\vec{x}) / \partial x_i]_{\vec{x}=\vec{x}_0}$, $i = 1, 2$; Ω_1 — определитель с элементами

$$\omega_{ij} = \lambda_0^{-1} \int_G \frac{\partial \lambda_1(\vec{\xi})}{\partial \xi_i} \frac{\partial \lambda_1(\vec{\xi})}{\partial \xi_j} \psi^{-1}(\vec{\xi}) d\vec{\xi} \left\{ \int_G \lambda_1(\vec{\xi}) \ln \psi(\vec{\xi}) d\vec{\xi} \right\}^{-1}, \quad i, j = 1, 2,$$

A_{ij} — алгебраические дополнения определения Ω_1 . Из формулы (14) следует, что даже при выполнении (6), но $\varepsilon > 0$, распределение случайной величины H_1 является негауссовским. Однако при $\varepsilon \rightarrow 0$ это распределение приближается к гауссовскому. Поэтому при выполнении (6) и $\varepsilon \ll 1$ будем аппроксимировать распределение случайной величины H_1 отрезком ряда Эджворта [3]. Тогда распределение H_1 можно записать в виде

$$F_1(h) \simeq \Phi(y) - \frac{\chi_3}{3!\chi_2^2} \Phi^{(3)}(y) + \frac{\chi_4}{4!\chi_2^{5/2}} \Phi^{(4)}(y) + \frac{\chi_3^2}{7!\chi_2^{7/2}} \Phi^{(6)}(y), \quad y = (h - \chi_1)/\sqrt{\chi_2}. \quad (15)$$

Здесь $\Phi^{(k)}(x) = d^k \Phi(x)/dx^k$, $\Phi(\cdot)$ — интеграл вероятности [2], а χ_i — кумулянты случайной величины H_1 . Используя результаты [3], получаем

$$\chi_1 = S_m + Q + 1; \quad \chi_2 = \sigma_1^2 - 1 - B_4; \quad \chi_3 = \sigma_1^3 \Delta_3 + B_6 - 3B_4 + 2;$$

$$\chi_4 = \sigma_1^4 (\Delta_4 - 3) + B_8 - 4B_6 - 3B_4^2 + 12B_4 - 6;$$

$$B_k = \frac{\varepsilon^k}{(2\Omega_1)^{k/2}} \frac{S_m^{k/2}}{\sigma_1^2} \sum_{i_1, \dots, i_k=1}^2 m_k(i_1, \dots, i_k) \prod_{j=1}^k A_{i_j, i_{j+1}};$$

$$m_k(i_1, \dots, i_k) = \langle N_{i_1} \dots N_{i_k} \rangle; \quad \Delta_k = \frac{\lambda_0}{\sigma_1^k} \int_G \psi(\vec{\xi}) \ln^k \psi(\vec{\xi}) d\vec{\xi}.$$

Подставляя (11) и (15) в (10), получаем приближенное выражение для вероятности пропуска источника сигнала. Точность этой формулы, как и формулы (9), улучшается с увеличением порога u , отношения V/V_1 или параметра m и с ростом величин n_0 и n_1 . Кроме того, условием асимптотической точности приближенной формулы для вероятности пропуска является требование $\varepsilon \rightarrow 0$. Таким образом, полученные приближенные формулы для вероятностей ошибок первого и второго рода обеспечивают высокую точность расчета в области малых вероятностей ошибок, наиболее интересной с точки зрения практики.

Полученные выражения несколько упрощаются, когда интенсивность $\lambda_1(\vec{\xi})$ является осесимметричной функцией координат, т. е.

$$\lambda_1(\vec{\xi}) = \lambda_1(\sqrt{\xi_1^2 + \xi_2^2}) = \lambda_1(\rho), \quad \rho = \sqrt{\xi_1^2 + \xi_2^2}. \quad (16)$$

Переходя в этом случае к полярной системе координат, находим

$$B_4 = \frac{1}{2} \left(J_4/J_2^2 + \frac{\pi}{4} \right); \quad B_6 = \frac{1}{4\pi^2} \left[J_6/J_2^3 + \frac{9\pi}{2} J_4/J_2^2 + \left(\frac{3\pi}{4} \right)^2 \right];$$

$$B_8 = \frac{1}{(2\pi)^3} \left[J_8/J_2^4 + 8\pi J_6/J_2^3 + \frac{157\pi}{2} J_4/J_2^2 + \frac{3\pi^3}{2} \right];$$

$$J_k \equiv \lambda_0^{-(k-1)} \int_0^\infty \psi^{-(k-1)}(\rho) [d\lambda_1(\rho)/d\rho]^k \rho d\rho.$$

Характеристики оценки положения источника сигнала. Положим, что справедливо (1), так что в области G присутствует источник сигнала. В качестве оценки неизвестного параметра x_0 принимают положение $\vec{x}_m$ абсолютного максимума $M(\vec{x})$ (3) при $\vec{x} \in G$. Обозначим P_0 вероятность того, что максимум $M(\vec{x})$ при $\vec{x} \in G_1$ больше любого выброса $M(\vec{x})$ при $\vec{x} \in G_0$. Тогда, согласно [2, 5], при $m \gg 1$ ($V \gg V_1$) выражение для элементов матрицы вторых моментов ошибок оценки можно записать как

$$\tilde{V}_{ij}(\vec{x}_m | \vec{x}_0) = \langle (x_{mi} - x_{0i})(x_{mj} - x_{0j}) \rangle = P_0 R_{1ij} + (1 - P_0) R_{0ij}, \quad i, j = 1, 2. \quad (17)$$

Здесь усреднение выполняется по реализациям наблюдаемого поля при фиксированном $\vec{x}_0$, R_{1ij} — элементы корреляционной матрицы нормальных ошибок, R_{0ij} — элементы корреляционной матрицы аномальных ошибок, а P_0 — вероятность надежной оценки [2, 5]. В качестве корреляционной матрицы нормальных ошибок при малых ε можно использовать корреляционную матрицу эффективных оценок [1, 2]

$$R_1 = \left\| \lambda_0^{-1} \int_G \psi^{-1}(\vec{\xi}) \frac{\partial \lambda_1(\vec{\xi})}{\partial \xi_i} \frac{\partial \lambda_1(\vec{\xi})}{\partial \xi_j} d\vec{\xi} \right\|^{-1}, \quad i, j = 1, 2. \quad (18)$$

Для того чтобы найти корреляционную матрицу аномальных ошибок, не обходимо конкретизировать форму области наблюдения G . Пусть, например, эта область имеет форму прямоугольника со сторонами X_i , тогда

$$R_{0ij} = \delta_{ij} X_i X_j / 12 + x_{0i} x_{0j}, \quad (19)$$

где δ_{ij} — символ Кронекера.

В соответствии с определением вероятности надежной оценки [2] $P_0 = P[H_1 > H_0]$. Так как при $V \gg V_1$ случайные величины H_0 и H_1 прибли-

женно независимы, получаем $\bar{P}_0 \simeq \int F_0(H) dF_1(H)$, где $F_0(\cdot)$ и $F_1(\cdot)$ определяются из (11) и (15). Ограничившись гауссовским приближением $F_1(H)$, находим

$$P_0 \simeq \frac{1}{\eta \sqrt{2\pi}} \int_1^{\infty} \exp \left[-\frac{(x - \eta/\varepsilon)^2}{2\eta^2} - \frac{mx}{(2\pi)^{3/2}} \exp \left(-\frac{x^2}{2} \right) \right] dx, \quad (20)$$

$$\eta^2 \equiv \sigma_1^2 / \sigma_0^2 = \int_G \psi(\vec{\xi}) \ln^2 \psi(\vec{\xi}) d\vec{\xi} / \int_G \ln^2 \psi(\vec{\xi}) d\vec{\xi}.$$

Подставляя (18) — (20) в (17) при $i = j$, получаем приближенное выражение для рассеяния (среднеквадратичной ошибки) оценки каждой из координат вектора $\vec{x}_0$. Точность этой формулы улучшается с уменьшением $[\varepsilon$, увеличением отношения V/V_1 или параметра m и с ростом величин n_0 и n_1 . Используя (20), несложно показать, что $P_0 \rightarrow 1$ при $\gamma \rightarrow \infty$, где $\gamma = \lambda_m / \lambda_0$.

Таким образом, при достаточно большом отношении γ , $\tilde{V}_{ij}(\vec{x}_m | \vec{x}_0) = R_{ij}$. Если интенсивность $\lambda_1(\vec{\xi})$ осесимметричная, т. е. имеет вид (16), то

$$R_{ij} = \lambda_0 \left[\pi \int_0^{\infty} \psi^{-1}(\rho) (d\lambda_1(\rho)/d\rho)^2 \rho d\rho \right]^{-1} \delta_{ij}; \quad m = V \int_0^{\infty} \psi^{-1}(\rho) (d\lambda_1(\rho)/d\rho)^2 \rho d\rho \times$$

$$\times \left(2\lambda_0^2 \int_0^{\infty} \ln^2 \psi(\rho) \rho d\rho \right)^{-1}; \quad \varepsilon^2 = \lambda_0 \int_0^{\infty} \psi(\rho) \ln^2 \psi(\rho) \rho d\rho \times$$

$$\times \left[V 2\pi \int_0^{\infty} \lambda_1(\rho) \ln \psi(\rho) \rho d\rho \right]^{-2}; \quad \eta^2 = \int_0^{\infty} \psi(\rho) \ln^2 \psi(\rho) \rho d\rho \left[\int_0^{\infty} \ln^2 \psi(\rho) \rho d\rho \right]^{-1}.$$

Следует отметить, что при выполнении (16) дисперсия надежной оценки $D = R_{ii}$, $i = 1, 2$ координат источника сигнала, модулирующего поле, не зависит от размера (масштаба) сигнала. Очевидно, что $D \neq 0$ даже когда $\lambda_0 = 0$, что согласуется с результатами [1, 7].

В качестве примера найдем дисперсию оценок координат источника сигнала с интенсивностью $\lambda_1(\rho) = \lambda_m \exp(-\rho^2/\mu^2)$. С учетом (21) дисперсию надежной оценки можно представить в виде

$$D = \{2\pi\lambda_m [1 - \varphi(\gamma)]\}^{-1}, \quad (22)$$

$$\text{где } \varphi(\gamma) = \begin{cases} \sum_{n=1}^{\infty} (-1)^{n+1} \gamma^{n-1}/n^2, & \gamma < 1, \\ \pi^2/12, & \gamma = 1, \\ \ln^2 \gamma / 2\gamma + \sum_{n=1}^{\infty} (-1)^n \gamma^{-n-1}/n^2, & \gamma > 1. \end{cases}$$

Формула (22) существенно упрощается при $\gamma \ll 1$

$$D = 2/\pi\lambda_m\gamma = 2\lambda_0/\pi\lambda_m^2 \quad (23)$$

и при $\gamma \gg 1$

$$D = D_{\min} = 1/2\pi\lambda_m. \quad (24)$$

На рис. 1, а сплошной кривой нанесена зависимость $q(\gamma) = D/D_{\min}$, построенная по формуле (22). Штриховая кривая 1 рассчитана по формуле (23), а кривая 2 — по формуле (24).

На рис. 1, б приведены зависимости нормированного рассеяния $f(\gamma) = \tilde{V}/D_{\min}$ оценки координаты, рассчитанные по формулам (17),

(19), (20), (22) с учетом аномальных ошибок. Сплошными кривыми нанесены зависимости $f(\gamma)$ для $n_0 = \pi \mu^2 \lambda_0 = 10^4$, а штриховыми — для $n_0 = 5 \cdot 10^3$. Штрихпунктиром на рис. 1, б показана нормированная дисперсия эффективной оценки $q(\gamma)$. Из рассмотрения кривых рис. 1, б следует,

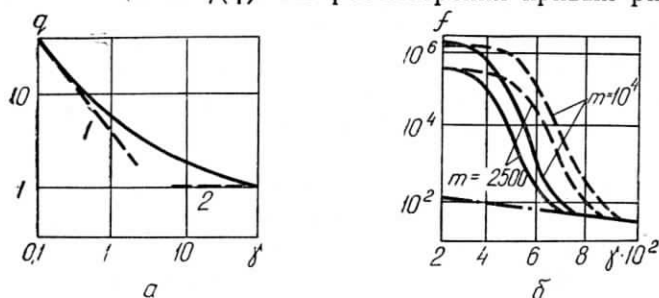


Рис. 1.

дует, что рассеяние оценки максимального правдоподобия координат источника сигнала может существенно превосходить дисперсию эффективной оценки.

ЛИТЕРАТУРА

1. Федосеев В. И., Широков В. Ф. Обнаружение и оценка положения источника сигнала, модулирующего пуассоновское случайное поле. — *Изв. вузов — Радиофизика*, 1975, 18, № 2, с. 246.
2. Куликов Е. И., Трифонов А. П. Оценка параметров сигналов на фоне помех. М., «Советское радио», 1978.
3. Малахов А. Н. Кумулянтный анализ случайных негауссовых процессов и их преобразований. М., «Советское радио», 1978.
4. Беляев Ю. К. Распределение максимума случайного поля и его приложение к задачам надежности. — *Изв. АН СССР — «Техническая кибернетика»*, № 2, с. 77.
5. Маршаков В. К., Трифонов А. П. Теоретическое и экспериментальное исследование приемника максимального правдоподобия. — *Радиотехника и электроника*, 1974, 19, № 11, с. 2266.
6. Трифонов А. П. Прием разрывного квазидетерминированного сигнала на фоне гауссовской помехи. — *Изв. АН СССР — «Техническая кибернетика»*, 1978, № 4, с. 146.
7. Бакут П. А., Выгон В. Г., Курикса А. А., Репин В. Г., Тартаковский Г. П. Некоторые вопросы теории приема световых сигналов. — *Проблемы передачи информации*, 1966, 2, 4, с. 39.

Поступила в редакцию 3 VII 1980 г.,
после переработки 9 IV 1981 г.

А. А. МАЛЬЦЕВ, И. Е. ПОЗУМЕНТОВ

УДК 621.396.677

АДАПТИВНЫЙ ГРЕБЕНЧАТЫЙ ФИЛЬТР ПОДАВЛЕНИЯ

В системах обработки импульсных сигналов, характеристики которых медленно изменяются случайным образом, предложено использовать адаптивный гребенчатый фильтр подавления (АГФП) с автоматически подстраиваемой линией задержки в одном из каналов. Исследована точность настройки АГФП при разных входных сигналах. Проанализировано влияние различных нестабильностей системы обработки на эффективность работы АГФП.

В настоящее время адаптивные устройства (фильтры) получают все более широкое распространение в радиолокации, связи и других областях радиоэлектроники [1—4]. Для фильтрации импульсных пери-