

68

68

# ИЗВЕСТИЯ ВУЗОВ СССР РАДИОЭЛЕКТРОНИКА

ТОМ XXVI, № 4

ОТДЕЛЬНЫЙ ОТТИСК

КИЕВ — 1983

ный фильтр линейен. Такой оптимальный фиксатор описывается линейным функционалом, общий вид которого определяется теоремой Рисса.

3. Общим для оптимальных алгоритмов фиксации является определение максимума отклика линейного фильтра, импульсная характеристика которого определяется видом сигнала и помех, а также характером их взаимодействия.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Пахолков Г. А. и др. Радиотехнические системы обеспечения посадки самолетов. — Иваново: Ивановск. энергетич. ин-т. им. В. И. Ленина, 1975, —152 с.
2. Угломерные радиотехнические системы посадки / Г. А. Пахолков, В. В. Кашинов, М. Е. Соломоник и др. — М.: Транспорт, 1982. —159 с.
3. Митяшев Б. Н. Определение временного положения импульсов при наличии помех. — М.: Сов. радио, 1962, —200 с.
4. Пахолков Г. А., Кашинов В. В., Пономаренко Б. В. Вариационный метод синтеза сигналов и фильтров. — М., Радио и связь, 1981. —232 с.
5. Тихонов В. И. Статистическая радиотехника. — М.: Сов. радио, 1966. —678 с.
6. Розенберг В. Я. Введение в теорию точности измерительных систем. — М.: Сов. радио, 1975, —303 с.
7. Кашинов В. В. Синтез оптимального фильтра при определении временного положения импульса по относительному уровню. — Вопросы радиоэлектроники. Сер. Общ. техн., 1971, вып. 21, с. 12—17.
8. Басевич Я. С. Синтез инвариантных алгоритмов фиксации временного положения импульсных сигналов. — Вопросы радиоэлектроники. Сер. Общ. техн. 1980, вып. 6, с. 29—38.
9. Левин Б. Р. Теоретические основы статистической радиотехники. — М.: Сов. радио, 1974, кн. 1. —752 с.
10. Гуткин Л. С. Теория оптимальных методов радиоприема при флуктуационных помехах. — М.: Сов. радио, 1972. —448 с.

Поступила в редакцию 04.10.82.

УДК 621.391.1

### АНАЛИЗ ПОРОГОВЫХ ЭФФЕКТОВ ПРИ ОЦЕНКЕ МЕСТОПОЛОЖЕНИЯ ИСТОЧНИКА СЛУЧАЙНОГО СИГНАЛА

ТРИФОНОВ А. П., ФЕДОРОВ В. И., ШАРАПОВ С. И.

Найдены характеристики оценки максимального правдоподобия местоположения источника полосового гауссовского сигнала в зоне Френеля приемной антенны. Рассмотрены условия близости характеристик оценки максимального правдоподобия к характеристикам эффективной оценки.

В [1] рассмотрена оценка местоположения источника случайного сигнала по методу максимального правдоподобия. Точность оценки при этом фактически характеризуется дисперсиями эффективных оценок. Однако практическая ценность метода максимального правдоподобия существенно снижается при малом времени наблюдения и большом уровне шума вследствие появления аномальных ошибок и возникновения пороговых эффектов [2—6 и др.]. В этой связи рассмотрим характеристики оценки максимального правдоподобия (ОМП) местоположения источника случайного сигнала с учетом пороговых эффектов.

Предположим, что перемещением источника за время наблюдения  $[0; T]$  можно пренебречь. Обозначим  $\vec{r}$  — вектор, соединяющий источник с точкой антенны, координаты которой  $\vec{r} \in V$ ,  $V$  — область пространства, занятая антенной. Пусть источник излучает узкополосный

гауссовский стационарный случайный сигнал с прямоугольным спектром мощности, симметричным относительно несущей частоты  $\omega_0$ . Тогда, в предположениях [1] функцию корреляции принимаемого сигнала можно записать как

$$K(t_1, t_2, \vec{r}_1, \vec{r}_2, l) = B_s(t_1 - t_2) \cos [\omega_0(t_1 - t_2) - \omega_0(\rho_1 - \rho_2)/c]. \quad (1)$$

Здесь  $\rho_i = |\rho(\vec{r}_i, l)|$ ,  $i=1, 2$ ;  $B_s(t_1 - t_2)$  — огибающая функции корреляции со спектром

$$B_s(\omega) = \begin{cases} N_s, & |\omega| \leq \Omega/2, \\ 0, & |\omega| > \Omega/2; \end{cases}$$

$c$  — скорость распространения электромагнитных колебаний;  $l \in [L_1, L_2]$  — параметр, определяющий местоположение источника. В зависимости от специфики задачи  $l$  может быть либо неизвестной дальностью источника, либо его неизвестным угловым положением. Будем считать, что сигнал с функцией корреляции (1) принимается на фоне аддитивного гауссовского пространственно-временного белого шума с односторонней спектральной плотностью  $N_0$ . ОМП параметра  $l$  определяется как положение точки  $l_m \in [L_1, L_2]$ , в которой логарифм функционала отношения правдоподобия (ЛФОП) достигает абсолютного максимума. В рассматриваемом случае ЛФОП с точностью до постоянного слагаемого имеет вид [1]

$$M(l) = \int_0^T \int_V x(t_1, \vec{r}_1) x(t_2, \vec{r}_2) \theta(t_1, t_2, \vec{r}_1, \vec{r}_2, l) dt_1 dt_2 d\vec{r}_1 d\vec{r}_2 / 2, \quad (2)$$

где  $x(t, \vec{r})$  — принимаемая сумма сигнала и помехи. Положим, что время наблюдения достаточно велико, так что

$$\mu \gg 1, \quad \mu = \Omega T / 2\pi. \quad (3)$$

Тогда, согласно [1], в (2) следует подставить  $\theta(t_1, t_2, \vec{r}_1, \vec{r}_2, l) = 4q \sin[\Omega(t_1 - t_2)/2] [\pi N_0 V_0 (1+q)(t_1 - t_2)]^{-1} \cos[\omega_0(t_1 - t_2) - \omega_0(\rho_1 - \rho_2)/c]$ , где  $q = N_s V_0 / N_0$ ,  $V_0 = \int_V d\vec{r}$ .

Представим функцию  $M(l)$  (2) в виде суммы сигнальной и шумовой составляющих:  $M(l) = S(l_0, l) + N(l) + \mu q / (1 + q)$ , где

$$S(l_0, l) = \langle M(l) \rangle - \mu q / (1 + q) = \mu q^2 [A_c^2(l_0, l) + A_s^2(l_0, l)] / (1 + q), \quad (4)$$

$$N(l) = M(l) - \langle M(l) \rangle;$$

$$\begin{aligned} A_c(l_1, l_2) &= \frac{1}{V_0} \int_V \left\{ \begin{matrix} \cos \\ \sin \end{matrix} \right\} \frac{\omega_0}{c} [\rho(\vec{r}, l_1) - \rho(\vec{r}, l_2)] d\vec{r}, \\ A_s(l_1, l_2) &= \frac{1}{V_0} \int_V \left\{ \begin{matrix} \sin \\ \cos \end{matrix} \right\} \frac{\omega_0}{c} [\rho(\vec{r}, l_1) - \rho(\vec{r}, l_2)] d\vec{r}, \end{aligned}$$

$l_0$  — истинное значение параметра. Аналогично [2, 3] обозначим  $L_s$  — часть интервала  $[L_1, L_2]$ , где  $S(l_0, l) \neq 0$  и  $L_N$  — оставшаяся часть интервала  $[L_1, L_2]$ , где  $S(l_0, l) \approx 0$ . Известно [2—6 и др.], что пороговые эффекты играют заметную роль, лишь когда  $L_1 - L_2 \gg L_s$ . При этом выражения для условных смещения и рассеяния оценки параметра  $l$  записываются так [2]:

$$d(l_m | l_0) = \langle l_m - l_0 \rangle = P_0 d_0(l_m | l_0) + (1 - P_0) d_a(l_m | l_0), \quad (5)$$

$$V(l_m | l_0) = \langle (l_m - l_0)^2 \rangle = P_0 V_0(l_m | l_0) + (1 - P_0) V_a(l_m | l_0). \quad (6)$$

Здесь  $d_0(\cdot)$  и  $V_0(\cdot)$  совпадают с характеристиками эффективной оценки и для конкретного параметра  $l$  могут быть найдены из результа-

тов [1];  $d_a(\cdot)$ ,  $V_a(\cdot)$  — условные смещение и рассеяние оценки в области аномальных ошибок, т. е. при  $l_m \in L_N$ , а  $P_0$  — вероятность надежной оценки, которая в соответствии с определением [2] записывается в виде

$$P_0 = \int F_N(H) dF_s(H), \quad (7)$$

где  $F_s(H)$ ,  $F_N(H)$  — функции распределения величины абсолютного максимума  $M(l)$  (2) при  $l \in L_s$  и  $l \in L_N$  соответственно. Так как сигнальная функция  $S(l_0, l)$  (4) достигает максимума при  $l = l_0$ , то когда выполняется (3) и  $l_m \in L_s$ , можно приближенно положить  $M(l_m) \cong M(l_0)$ . В этом приближении функция распределения  $F_s(H)$  легко находится через характеристическую функцию ЛФОП [7]

$$F_s(H) \cong \gamma(\mu, H/q)/\Gamma(\mu). \quad (8)$$

$\Gamma(\cdot)$  — гамма-функция,  $\gamma(\cdot, \cdot)$  — неполная гамма-функция.

При произвольных величинах длины априорного интервала  $L_2$  —  $L_1$  параметр  $l$  не является неэнергетическим [4]. Это обстоятельство затрудняет расчет  $F_N(H)$ ,  $d_a(l_m/l_0)$  и  $V_a(l_m/l_0)$ , так как шумовая функция  $N(l)$  не будет стационарной на интервале  $L_N$ . Разобьем весь интервал  $L_N$  на  $I$  подынтервалов  $L_i = [L_{i1}, L_{i2}]$  таких, что внутри каждого из них параметр  $l$  можно считать неэнергетическим [4]. Если  $l$  имеет смысл дальности, то достаточно, чтобы

$$(L_{i2} - L_{i1})/(L_{i2} + L_{i1}) \ll 1. \quad (9)$$

Если  $l$  определяет угловое положение источника, то условие неэнергетичности параметра  $l$  имеет вид

$$L_{i2} - L_{i1} \ll 1. \quad (10)$$

Одновременно потребуем, чтобы выполнялось неравенство

$$L_{i2} - L_{i1} \gg L_s. \quad (11)$$

Возможность совместного выполнения неравенств (9) и (11) или (10) и (11) в зоне Френеля приемной антенны следует как из результатов [4], так и из анализа поведения функции корреляции  $K_N(l_1, l_2) = \mu q^2 [A_c^2(l_1, l_2) + A_s^2(l_1, l_2)] (1 + q)^{-2}$  шумовой функции  $N(l)$  на интервале  $L_N$ . Поскольку длина интервала  $L_s$  совпадает с интервалом корреляции шумовой функции,

то при выполнении (11) имеем  $F_N(H) \cong \prod_{i=1}^I F_{Ni}(H)$ , где  $F_{Ni}(H)$  — функция распределения величины абсолютного максимума  $M(l)$  в подынтервале  $L_i$  интервала  $L_N$ .

При любом фиксированном значении  $l \in L_N$  одномерная функция распределения  $M(l)$  легко определяется через характеристическую функцию ЛФОП [7]  $F_1(M) = \gamma(\mu, M/h)/\Gamma(\mu)$ ,  $h = q/(1+q)$ . Следовательно, когда  $\mu = n/2$ ,  $n = 1, 2, 3, \dots$  и  $l \in L_N$  ЛФОП подчиняется распределению  $\chi^2$  с  $n$  степенями свободы. Поэтому, при больших  $\mu$  допустима аппроксимация

$$M(l) \cong \sum_{k=1}^n y_k^2(l). \quad (12)$$

Здесь  $y_k(l)$  — стационарные в пределах подынтервала  $L_i$  центрированные гауссовские случайные процессы с одинаковыми дисперсиями  $h/2$  и коэффициентами корреляции  $K_0(l_1, l_2) = [A_c^2(l_1, l_2) + A_s^2(l_1, l_2)]^{1/2}$ ,  $l_1, l_2 \in L_i$ . Согласно [8], с увеличением  $H$  распределение числа выбросов за уровень  $H$  реализаций процесса (12) сходится к закону Пуассона. Значит для больших, но конечных  $H$  можно записать:  $F_{Ni}(H) \cong \exp[-\Pi_{Ni}(H)]$ , где  $\Pi_{Ni}(H)$  — среднее число выбросов реализации

$M(l)$  за уровень  $H$  на подынтервале  $L_i$  интервала  $L_N$ . Аппроксимация (12) позволяет найти из результатов [9]

$$\Pi_{Ni}(H) = \xi_i (H/h)^{\mu-1/2} \exp(-H/h) / \sqrt{\pi} \Gamma(\mu).$$

Здесь  $\xi_i = (L_{i2} - L_{i1}) \sqrt{\psi(l_i)}$ , а  $\psi(l_i) = [\partial^2 K_0(l_1, l_2) / \partial l_1 \partial l_2]_{l_1=l_2=l_i}$ ,  $l_i \in L_i$ ,  $i = \overline{1, I}$ . Величина  $\xi_i$  характеризует число различных значений параметра  $l$  в подынтервале  $L_i$  [2, 3]. Теперь, аналогично [3], получаем аппроксимацию

$$F_N(H) \simeq \begin{cases} \exp \left[ -\frac{\xi}{\sqrt{\pi} \Gamma(\mu)} \left( \frac{H}{h} \right)^{\mu-1/2} \exp \left( -\frac{H}{h} \right) \right], & H \geq h(\mu - 1/2), \\ 0, & H < h(\mu - 1/2), \end{cases} \quad (13)$$

где в силу (9) или (10) можно положить

$$\xi = \sum_{i=1}^I \xi_i \simeq \int_{L_1}^{L_2} \sqrt{\psi(l)} dl. \quad (14)$$

Подставляя (8) и (13) в (7), для вероятности надежной оценки находим

$$P_0 \simeq \frac{1}{(1+q)^{\mu} \Gamma(\mu)} \int_{\mu-1/2}^{\infty} x^{\mu-1} \exp \left[ -\frac{x}{1+q} - \frac{\xi x^{\mu-1/2}}{\sqrt{\pi} \Gamma(\mu)} \exp(-x) \right] dx. \quad (15)$$

Определим смещение и рассеяние оценки в области аномальных ошибок. Так как в пределах подынтервала  $L_i$  параметр  $l$  является неэнергетическим, то распределение оценки в этом подынтервале будет равномерным:

$$W_{ai}(l_m) = \begin{cases} \frac{1}{L_{i2} - L_{i1}}, & l_m \in L_i, \\ 0, & l_m \notin L_i. \end{cases}$$

С учетом независимости значений ЛФОР на неперекрывающихся подынтервалах  $L_i$  для всего интервала  $L_N$  можем записать плотность вероятности аномальной оценки в виде  $W_a(l_m) = \sum_{i=1}^I W_{ai}(l_m) P_i$ , где  $P_i = \int \prod_{\substack{n=1 \\ n \neq i}}^I F_{Nn}(H) \times$

$\times dF_{Ni}(H)$  — вероятность того, что наибольшего значения в интервале  $L_N$  функция (12) достигает на подынтервале  $L_i$ . Подставляя  $F_{Ni}(H)$  и интегрируя, находим

$$W_a(l_m) = \sum_{i=1}^I \alpha_i \sqrt{\psi(l_i)} / \sum_{i=1}^I \sqrt{\psi(l_i)} (L_{i2} - L_{i1}), \quad (16)$$

$$\alpha_i = \begin{cases} 1, & l_m \in L_i, \\ 0, & l_m \notin L_i. \end{cases}$$

Преобразуя (16) аналогично (14), имеем

$$W_a(l_m) \simeq \sqrt{\psi(l_m)} / \int_{L_1}^{L_2} \sqrt{\psi(l)} dl. \quad (17)$$

Соответственно, для смещения и рассеяния оценки в области аномальных ошибок можем записать:

$$d_a(l_m/l_0) = \int_{L_1}^{L_2} l \sqrt{\psi(l)} dl / \int_{L_1}^{L_2} \sqrt{\psi(l)} dl - l_0, \quad (18)$$

$$V_a(l_m | l_0) = \int_{L_1}^{L_2} (l - l_0)^2 \sqrt{\psi(l)} dl / \int_{L_1}^{L_2} \sqrt{\psi(l)} dl. \quad (19)$$

Заметим, что функция  $\psi(l)$ , определяющая свойства ОМП в области аномальных ошибок, связана с рассеянием эффективной оценки  $V_0(l_m/l)$  [1] простым соотношением:  $\psi(l) = (1+q)/2\mu q^2 V_0(l_m/l)$ . Подставляя (15), (18), (19), а также значения смещения и рассеяния эффективной оценки из [1] в (5), (6), получаем характеристики оцен-

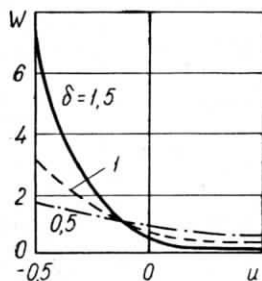


Рис. 1.

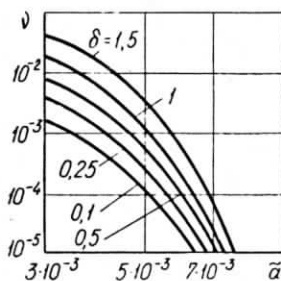


Рис. 2.

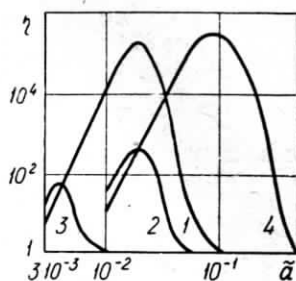


Рис. 3.

ки местоположения источника случайного сигнала с учетом пороговых эффектов.

В качестве примера рассмотрим оценку дальности  $R \in [R_1, R_2]$ , полагая, что прием ведется на линейную антенну длиной  $2X$ , ориентированную в направлении источника. В этом случае смещение и рассеяние эффективной оценки равны [1]

$$d_0(R_m | R_0) = 0, \quad V_0(R_m | R_0) = 45(1+q)\lambda^2/8\pi^2\mu q^2 a_0^4, \quad (20)$$

где  $\lambda = 2\pi c/\omega_0$  — длина волны;  $a_0 = X/R_0$ ,  $R_0$  — истинное значение дальности, а среднее число различных значений дальности, согласно (14),

$$\xi = 2\pi a^2 b / \sqrt{45} (1 - \delta^2/4). \quad (21)$$

Здесь  $\tilde{a} = X/\tilde{R}$ ,  $\tilde{R} = (R_1 + R_2)/2$  — середина интервала изменения дальности,  $b = (R_2 - R_1)/\lambda$ ,  $\delta = (R_2 - R_1)/\tilde{R}$ . Для плотности вероятности аномальной оценки (18) имеем

$$W_a(R_m) = \tilde{R} (1 - \delta^2/4) / R_m^2 \delta. \quad (22)$$

Следовательно, в общем случае плотность вероятности аномальной оценки не является равномерной, как это часто предполагают [2—6]. На рис. 1 представлена нормированная плотность вероятности  $W(u) = W_a(R_m) (R_2 - R_1)$  как функция аргумента  $u = (R_m - \tilde{R}) / (R_2 - R_1)$ . Кривые рис. 1 построены для различных значений относительной длины априорного интервала определения дальности  $\delta$ . С ростом  $\delta$  отклонение плотности вероятности (22) от равномерной возрастает. При этом наиболее вероятные значения аномальной оценки лежат вблизи  $R_1$ . Последнее объясняется возрастанием разрешающей способности по дальности в зоне Френеля по мере приближения источника к антенне.

Окончательно, для смещения и рассеяния оценки дальности с учетом пороговых эффектов можем записать

$$d(R_m | R_0) = (1 - P_0) \tilde{R} \left[ \frac{1 - \delta^2/4}{\delta} \ln \frac{1 + \delta/2}{1 - \delta/2} - \frac{R_0}{\tilde{R}} \right], \quad (23)$$



$$V(R_m | R_0) = P_0 \frac{45(1+q)\lambda^2}{8\pi^2 \mu q^2 a_0^4} + (1 - P_0) \frac{\tilde{R}^2(1 - \delta^2/4)}{\delta} \times \\ \times \left[ \delta - 2 \frac{R_0}{\tilde{R}} \ln \frac{1 + \delta/2}{1 - \delta/2} + \frac{R_0^2}{\tilde{R}^2} \frac{\delta}{1 - \delta^2/4} \right], \quad (24)$$

где  $P_0$  определяется формулой (15) при подстановке в эту формулу  $\xi$  из (21).

Рассмотрим зависимость характеристик ОМП дальности от размера антенны. Учитывая зависимость параметра  $q = 2N_s X / N_0$  от размера антенны, перепишем его как  $q = 2N_s \tilde{R} a / N_0 = q_0 a$ . Параметр  $q_0$  имеет смысл отношения средних мощностей случайного сигнала и шума в полосе частот сигнала для антенны длиной  $2\tilde{R}$ . На рис. 2 представлена зависимость модуля нормированного смещения ОМП  $v = |d(R_m | R_0 = \tilde{R})| (R_2 - R_1)^{-1}$  от относительного размера антенны при  $q_0 = 50$ ,  $\mu = 500$ ,  $b = 10^6$  и различных значениях  $\delta$ . Из кривых рис. 2 следует, что смещение оценки возрастает с увеличением  $\delta$ , т. е. с увеличением степени неравномерности распределения аномальной оценки. При  $\tilde{a} \geq 10^{-2}$  смещение оценки дальности становится практически равным нулю, так что ОМП близка к несмещенной оценке.

На рис. 3 приведены зависимости отношения рассеяния ОМП (24) к рассеянию эффективной оценки (20)  $\eta = V(R_m | R_0 = \tilde{R}) / V_0(R_m | R_0 = \tilde{R})$  от относительного размера антенны  $a$  при  $\delta = 1$ . Кривая 1 рассчитана для  $\mu = 500$ ,  $q_0 = 10$ ,  $b = 10^6$ ; 2 —  $\mu = 500$ ,  $q_0 = 10$ ,  $b = 10^5$ ; 3 —  $\mu = 500$ ,  $q_0 = 50$ ,  $b = 10^6$ ; 4 —  $\mu = 50$ ,  $q_0 = 10$ ,  $b = 10^5$ . Кривые рис. 3 весьма характерны и обнаруживают общую закономерность. При малых размерах антенны рассеяния как ОМП, так и эффективной оценки велики и не очень сильно отличаются друг от друга. Это объясняется малой кривизной волнового фронта в пределах антенны и соответственно низкой разрешающей способностью по дальности при малых размерах антенны. Роль аномальных ошибок здесь незначительна. По мере увеличения размера антенны величина  $\eta$  вначале возрастает, так как возрастает разрешающая способность системы оценки по дальности. Однако с увеличением размера антенны одновременно возрастает параметр  $q$  и отношение сигнал/шум. Поэтому, при дальнейшем увеличении размера антенны начинается уменьшение относительного вклада аномальных ошибок. Кривые рис. 3 позволяют определить, при каких значениях  $\mu$ ,  $q_0$ ,  $b$  и  $\tilde{a}$  рассеяние ОМП совпадает с рассеянием эффективной оценки. В этом случае для расчета характеристик ОМП вместо (23), (24) можно использовать более простые соотношения (20). Так, при  $\mu = 500$ ,  $q_0 = 50$ ,  $b = 10^6$  (кривая 3) рассеяние ОМП совпадает с рассеянием эффективной оценки уже при  $\tilde{a} \geq 10^{-2}$ . При  $\mu = 500$ ,  $q_0 = 10$ ,  $b = 10^6$  (кривая 1) совпадение имеет место лишь при  $\tilde{a} \geq 10^{-1}$ . Наконец, для  $\mu = 50$ ,  $q_0 = 10$  и  $b = 10^5$  (кривая 4), даже, когда  $\tilde{a} \approx 0,3$ , рассеяние ОМП превышает рассеяние эффективной оценки на два порядка. Нетрудно заметить, что максимумы кривых рис. 3 смещаются в область меньших размеров антенны с ростом  $\mu$  и  $q_0$ , при этом относительный вклад аномальных ошибок падает. С увеличением  $b$  вклад аномальных ошибок растет. Отметим также слабую (в отличие от смещения) зависимость рассеяния ОМП от относительного размера априорного интервала изменения дальности  $\delta$ .

Таким образом, полученные соотношения позволяют обосновано выбрать время наблюдения и размеры антенны, обеспечивающие отсутствие аномальных ошибок и близость характеристик ОМП к соответствующим характеристикам эффективной оценки.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Трифонов А. П., Федоров В. И. Предельная точность совместной оценки координат и их производных источника случайного сигнала. — Изв. вузов. Радиоэлектроника, 1981, т. 24, № 3, с. 34—40.
2. Куликов Е. И., Трифонов А. П. Оценка параметров сигналов на фоне помех. — М.: Сов. радио, 1978.—296 с.
3. Маршаков В. К., Трифонов А. П. Теоретическое и экспериментальное исследование приемника максимального правдоподобия. — Радиотехника и электроника, 1974, т. 19, № 11, с. 2266—2275.
4. Кремер А. И., Трифонов А. П. О пороговых эффектах при оценке местоположения цели в зоне Френеля. — Радиотехника и электроника, 1978, т. 23, № 3, с. 629—632.
5. Фалькович С. Е., Хомяков Э. Н. Статистическая теория измерительных радиосистем. — М.: Радио и связь, 1981.—287 с.
6. Фомин А. Ф. Помехоустойчивость систем передачи непрерывных сообщений. — М.: Сов. радио, 1975.—352 с.
7. 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.—424 с.
8. Sharpe K. Some properties of the crossing process generated by a stationary  $\chi^2$  processes. — Adv. Appl. Probab., 1978, v. 10, № 22, p. 373—391.
9. Тихонов В. И. Выбросы случайных процессов. — М.: Наука, 1970.—392 с.

Поступила в редакцию 12.04.82.

УДК 621.396.67

### АНАЛИЗ ЭФФЕКТИВНОСТИ ПРОСТРАНСТВЕННО-ВРЕМЕННОЙ ОБРАБОТКИ РАДИОСИГНАЛОВ В ПРИСУТСТВИИ ПОМЕХ

ПОПОВ А. С., ДАВЫДЕНКО В. В., СКОБЕЛЬЦЕВ Ю. В.

Рассмотрена задача оптимизации вектора весовых коэффициентов в адаптивной антенной решетке (ААР). Синтезирован алгоритм функционирования ААР по методу переменных состояния, основанный на применении фильтра Калмана. Приведены результаты расчета эффективности алгоритмов пространственно-временной обработки для плоской эквидистантной ААР при различном количестве приемных элементов, мощности помехи и изменении углов прихода одной и двух помех.

Решение задачи пространственно-временной обработки сигналов и помех заключается в определении оптимального значения вектора весовых коэффициентов (ВВК) в реальном масштабе времени, что эквивалентно синтезу оптимальной диаграммы направленности (ДН) адаптивной антенной решетки (ААР) [1]. Для определения оптимального значения ВВК могут быть использованы различные методы и критерии. При разработке ААР для систем связи одним из наиболее приемлемых критериев, позволяющим получать конструктивные решения, является критерий минимума среднеквадратичного отклонения принимаемого сигнала от эталонного (МСКО) [1—3]. Для алгоритмов, работающих в соответствии с этим критерием, разработанных Уидроу [2], оптимальное значение ВВК  $W^T = [w_1, w_2, \dots, w_n]$  может быть найдено из решения векторно-матричного уравнения Винера—Хопфа

$$W = R^{-1}B, \quad (1)$$

где  $R = E[X^*, X^T]$  — ковариационная матрица вектора принимаемых