ИЗВЕСТИЯ ВЫСШИХ УЧЕБНЫХ ЗАВЕДЕНИЙ

Том XXVIII, № 12 *РАДИОФИЗИКА* *1985*

УДК 621.396.6

СИНТЕЗ АЛГОРИТМОВ НАСТРОЙКИ АДАПТИВНЫХ СИСТЕМ ПРИ НЕСТАЦИОНАРНОЙ ПОМЕХОВОЙ ОБСТАНОВКЕ С ИМПУЛЬСНЫМИ И СКАЧКООБРАЗНЫМИ ВОЗМУЩЕНИЯМИ. II

А. А. Мальцев, А. М. Силаев

Во второй части работы на основе методов марковской теории оптимальной фильтрации выводятся алгоритмы настройки вектора весовых коэффициентов адаптивных систем, минимизирующих среднеквадратичную ошибку, при различных моделях скачкообразных изменений помеховой обстановки. Рассмотрен пример синтеза квазиоптимального алгоритма работы одноканального автокомпенсатора узкополосной помехи при скачкообразных изменениях направления на источник помехи.

В первой части настоящей работы [1] решалась задача синтеза оптимальных и квазиоптимальных алгоритмов настройки адаптивных систем, минимизирующих среднеквадратичную ошибку, при импульсных возмущениях помеховой обстановки. Данный раздел работы посвящен синтезу алгоритмов при различных моделях скачкообразных изменений помеховой обстановки. Во второй части сохранены все обозначения, введенные ранее (см. [1]).

1. АЛГОРИТМЫ НАСТРОЙКИ ПРИ СКАЧКООБРАЗНЫХ ИЗМЕНЕНИЯХ ПОМЕХОВОЙ ОБСТАНОВКИ

1.1. Скачкообразные изменения помеховой обстановки могут возникать вследствие увеличения или уменьшения числа источников помех, скачкообразного изменения их спектрально-временных характеристик, быстрого перемещения в пространстве и т. п. Согласно введенного в [1] описания помеховой обстановки это приводит к скачкообразным изменениям вектора параметров $\boldsymbol{W}_L(t)$ или в общем случае расширенного вектора $\boldsymbol{W}(t)$ (первые L компонент которого образуют вектор $\boldsymbol{W}_L(t)$). Предположим, что дифференциальные уравнения, описывающие априорные изменения расширенного вектора $\boldsymbol{W}(t)$ модели помеховой обстановки (1.1)*, в некоторые случайные моменты времени скачком изменяют свои параметры:

$$\frac{d\boldsymbol{W}}{dt}=\begin{cases}B_0(t)\,\boldsymbol{W}+G_0(t)\,\xi_0(t), & t\leqslant\tau_1\\ B_n(t)\,\boldsymbol{W}+G_n(t)\,\xi_n(t), & \tau_n<t\leqslant\tau_{n+1}\\ B_M(t)\,\boldsymbol{W}+G_M(t)\,\xi_M(t), & \tau_M<t\end{cases}\tag{1}$$

$$(1\leqslant n\leqslant M-1,\quad t>0).$$

Здесь $B_j(t)$, $G_j(t)$ (где $j=0, 1, \dots, M$) — заданные матрицы, $\xi_j(t)$ — векторы белых гауссовых шумов, независимых с $\eta(t)$, с нулевыми средними значениями и матрицами интенсивностей $Q_j(t)$, $\boldsymbol{\tau}^{\mathrm{T}}\equiv\{\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_M\}$ — совокупность случайных упорядоченных моментов

* Для краткости ссылки на формулы первой части работы [1] даются с помощью двойной нумерации (с цифрой 1 перед номером соответствующей формулы).

скачков ($\tau_1 < \tau_2 < \ldots < \tau_M$), M — число скачков. Будем считать, что в начальный момент времени $t=0$ заданы независимые плотности вероятностей: $P_\tau(\boldsymbol{\tau})$, $P(\boldsymbol{W})$ — совокупности моментов появления скачков $\boldsymbol{\tau}$ и начального значения $\boldsymbol{W}(t)$ соответственно.

Для нахождения алгоритмов оптимальной оценки вектора параметров $\hat{\boldsymbol{W}}(t)$ (т. е. согласно [1] вектора весовых коэффициентов адаптивной системы) необходимо решить задачу фильтрации процесса $\boldsymbol{W}(t)$, заданного уравнениями модели (1) при наблюдениях (1.1) сигналов $y(t)$, $\boldsymbol{x}_L(t)$. По аналогии с рассмотренным в первой части настоящей работы [1] случаем импульсной нестационарности помеховой обстановки апостериорную плотность вероятностей процесса $\boldsymbol{W}(t)$ можно снова представить в виде суммы (1.3), где $p_j(t)$ — апостериорная вероятность появления j скачков к моменту времени t, $P_j(\boldsymbol{W},t)$ — апостериорная плотность вероятностей вектора $\boldsymbol{W}(t)$ при условии появления j скачков к этому моменту времени. Используя результаты работы [2], для функций $p_j(t)$, $P_j(\boldsymbol{W},t)$ можно снова получить замкнутую систему взаимосвязанных уравнений. Причем для апостериорных вероятностей $p_j(t)$ эти уравнения имеют тот же вид (1.4) с начальными условиями (1.8) и обозначениями (1.6), (1.7), что и в случае с импульсной нестационарностью $\boldsymbol{W}(t)$. Для условных апостериорных плотностей вероятностей $P_j(\boldsymbol{W},t)$ в рассматриваемом случае уравнения и начальные условия запишутся так:

$$\frac{\partial P_0(\boldsymbol{W},t)}{\partial t} = L_0 P_0(\boldsymbol{W},t) + [F(\boldsymbol{W},t) - \langle F(\boldsymbol{W},t)\rangle_0]\, P_0(\boldsymbol{W},t),$$

$$\frac{\partial P_n(\boldsymbol{W},t)}{\partial t} = L_n P_n(\boldsymbol{W},t) + \frac{\nu_{n-1}(t)\, p_{n-1}(t)}{p_n(t)} [P_{n-1}(\boldsymbol{W},t) - P_n(\boldsymbol{W},t)] +$$
$$+ [F(\boldsymbol{W},t) - \langle F(\boldsymbol{W},t)\rangle_n]\, P_n(\boldsymbol{W},t) \quad (1 \leqslant n \leqslant M,\quad t>0), \tag{2}$$
$$P_j(\boldsymbol{W},t)|_{t=0} = P(\boldsymbol{W}) \quad (0 \leqslant j \leqslant M).$$

Здесь $L_j(\cdot)$ — операторы Фоккера—Планка—Колмогорова для стохастических уравнений (1) в промежутках между скачками.

В гауссовом приближении из (2) несложно получить дифференциальные уравнения для математических ожиданий $\hat{\boldsymbol{W}}_j(t)$ и ковариаций $K_j(t)$ плотностей вероятностей $P_j(\boldsymbol{W},t)$. При этом оценка расширенного вектора параметров $\hat{\boldsymbol{W}}(t)$ выражается, как и ранее (см. (1.10)), в виде взвешенной суммы $M+1$ условных оценок $\hat{\boldsymbol{W}}_j(t)$. Заметим, что при непрерывной марковской модели [3–5] изменений вектора параметров $\boldsymbol{W}(t)$ его оптимальной оценкой является условная оценка $\hat{\boldsymbol{W}}_0(t)$ (скачки отсутствуют, т. е. $M=0$).

1.2. В некоторых случаях, например, при переменном количестве помех, изменения помеховой обстановки более адекватно описывать скачками самого вектора $\boldsymbol{W}_L(t)$. Пусть вектор $\boldsymbol{W}_L(t)$ в случайные моменты времени τ_i изменяет свое значение, а между скачками остается постоянным

$$\boldsymbol{W}_L(t) = \begin{cases} \boldsymbol{W}_0, & t \leqslant \tau_1 \\ \boldsymbol{W}_n, & \tau_n < t \leqslant \tau_{n+1} \\ \boldsymbol{W}_M, & \tau_M < t \quad (1 \leqslant n \leqslant M-1) \end{cases}. \tag{3}$$

Такую модель изменения вектора параметров помеховой обстановки $\boldsymbol{W}_L(t)$ удобно описать с помощью расширенного вектора $\boldsymbol{W}^{\text{т}} \equiv \{\boldsymbol{W}_0^{\text{т}}, \boldsymbol{W}_1^{\text{т}}, \ldots, \boldsymbol{W}_M^{\text{т}}\}$ (размерности $L \times M$) и введения скачков в уравнение наблюдений*:

$$d\boldsymbol{W}/dt = 0, \quad y(t) = \begin{cases} \boldsymbol{x}_L^{\text{т}}(t)\,\boldsymbol{W}_0 + \eta(t), & t \leqslant \tau_1 \\ \boldsymbol{x}_L^{\text{т}}(t)\,\boldsymbol{W}_n + \eta(t), & \tau_n < t \leqslant \tau_{n+1} \\ \boldsymbol{x}_L^{\text{т}}(t)\,\boldsymbol{W}_M + \eta(t), & \tau_M < t \quad (1 \leqslant n \leqslant M-1). \end{cases} \tag{4}$$

Априорные плотности вероятностей $P_{\boldsymbol{\tau}}(\boldsymbol{\tau})$, $P_j(\boldsymbol{W}_j)$ независимых векторных случайных величин $\boldsymbol{\tau}$, $\boldsymbol{W}_j$ $(j=0, 1, \ldots, M)$ при этом предполагаются заданными.

Задача оптимального оценивания состояния динамической системы при скачкообразных изменениях в наблюдениях была рассмотрена в [2]. Следуя результатам этой работы, можно получить уравнения для апостериорных вероятностей появления скачков $p_j(t)$ в виде (1.4) с начальными условиями (1.8) и для условных плотностей вероятностей $P_j(\boldsymbol{W}_L, t)$ в виде

$$\frac{\partial P_0(\boldsymbol{W}_L, t)}{\partial t} = [F(\boldsymbol{W}_L, t) - \langle F(\boldsymbol{W}_L, t)\rangle_0]\, P_0(\boldsymbol{W}_L, t),$$

$$\frac{\partial P_n(\boldsymbol{W}_L, t)}{\partial t} = \frac{\nu_{n-1}(t)\, p_{n-1}(t)}{p_n(t)}\, [P_n(\boldsymbol{W}_L) - P_n(\boldsymbol{W}_L, t)] +$$

$$+ [F(\boldsymbol{W}_L, t) - \langle F(\boldsymbol{W}_L, t)\rangle_n]\, P_n(\boldsymbol{W}_L, t) \quad (1 \leqslant n \leqslant M, \quad t > 0), \tag{5}$$

$$P_j(\boldsymbol{W}_L, t)|_{t=0} = P_j(\boldsymbol{W}_L) \quad (0 \leqslant j \leqslant M).$$

При этом в силу специфики изменения помеховой обстановки (возможности сведения нестационарной задачи к стационарной со скачками только в наблюдениях (4)) в уравнения для функций $p_j(t)$ и $P_j(\boldsymbol{W}_L, t)$ входит сам вектор неизвестных параметров $\boldsymbol{W}_L(t)$ (размерности L), а не расширенный вектор $\boldsymbol{W}$. Апостериорная плотность вероятностей вектора $\boldsymbol{W}_L(t)$ выражается через функции $p_j(t)$, $P_j(\boldsymbol{W}_L, t)$ вновь в виде суммы

$$P(\boldsymbol{W}_L, t) = \sum_{j=0}^{M} p_j(t)\, P_j(\boldsymbol{W}_L, t). \tag{6}$$

1.3. При пуассоновском потоке скачков $(M = \infty)$ бесконечная цепочка уравнений (1.4), (5), (6) в некоторых случаях свертывается к уравнениям, известным в теории разрывных марковских процессов. Например, при одинаковых априорных распределениях случайных векторов в модели (3) $P_j(\boldsymbol{W}_L) = P(\boldsymbol{W}_L)$ $(0 \leqslant j \leqslant M)$, а также при распределениях момента появления первого скачка и интервалов времени $u_i = \tau_{i+1} - \tau_i$ между остальными скачками вида

$$P(u_i) = \begin{cases} \nu e^{-\nu u_i}, & u_i > 0 \\ 0, & u_i \leqslant 0 \quad (i = 1, 2, \ldots) \end{cases} \tag{7}$$

для апостериорной плотности вероятностей $P(\boldsymbol{W}_L, t)$ процесса $\boldsymbol{W}_L(t)$ суммируя (1.4), (5) по формуле (6), можно получить уравнение Колмогорова—Феллера—Стратоновича

* Заметим, что расширенный вектор $\boldsymbol{W}$ при данной постановке задачи будет постоянным и непрерывным во времени, а скачки учитываются путем переключения наблюдений с одних L компонент расширенного вектора $\boldsymbol{W}$ на другие.

$$\partial P(\mathbf{W}_L, t)/\partial t = -\nu P(\mathbf{W}_L, t) + \nu P(\mathbf{W}_L) + [F(\mathbf{W}_L, t) - \langle F(\mathbf{W}_L, t)\rangle] P(\mathbf{W}_L, t), \quad P(\mathbf{W}_L, t)|_{t=0} = P(\mathbf{W}_L). \tag{8}$$

Непосредственно из него в гауссовом приближении находим следующий алгоритм настройки вектора весовых коэффициентов $\hat{\mathbf{W}}_L(t)$:

$$\frac{d\hat{\mathbf{W}}_L}{dt} = -\nu\hat{\mathbf{W}}_L + \nu\mathbf{W}_{\text{апр}} + \frac{K\boldsymbol{x}_L(t)}{N}[y(t) - \boldsymbol{x}_L^{\text{т}}(t)\hat{\mathbf{W}}_L],$$

$$\frac{dK}{dt} = \nu[(\mathbf{W}_{\text{апр}} - \hat{\mathbf{W}}_L)(\mathbf{W}_{\text{апр}} - \hat{\mathbf{W}}_L)^{\text{т}} + K_{\text{апр}} - K] - \frac{K\boldsymbol{x}_L(t)\boldsymbol{x}_L^{\text{т}}(t)K}{N} \quad (t>0), \tag{9}$$

$$\hat{\mathbf{W}}_L(t)|_{t=0} = \int_{-\infty}^{+\infty}\mathbf{W}_L P(\mathbf{W}_L)\,d\mathbf{W}_L \equiv \mathbf{W}_{\text{апр}},$$

$$K(t)|_{t=0} = \int_{-\infty}^{+\infty}(\mathbf{W}_L - \mathbf{W}_{\text{апр}})(\mathbf{W}_L - \mathbf{W}_{\text{апр}})^{\text{т}} P(\mathbf{W}_L)\,d\mathbf{W}_L \equiv K_{\text{апр}}.$$

В частном случае, когда $\mathbf{W}_L(t)$ может принимать лишь два различных, априори известных постоянных значения C_0 и C_1 с интенсивностями переключений с одного значения на другое α_0 и α_1, априорная плотность вероятностей вектора $\mathbf{W}_L(t)$ будет равна

$$P(\mathbf{W}_L) = \frac{\alpha_1}{\alpha_0 + \alpha_1}\delta(\mathbf{W}_L - C_0) + \frac{\alpha_0}{\alpha_0 + \alpha_1}\delta(\mathbf{W}_L - C_1). \tag{10}$$

Задача оптимальной фильтрации марковского двухуровневого процесса рассматривалась в [6, 7]. Подставляя (10) в (8) и учитывая, что $\nu = \alpha_0 + \alpha_1$, для вектора весовых коэффициентов $\hat{\mathbf{W}}_L(t)$ в данном случае несложно получить точные уравнения оптимального алгоритма настройки:

$$\hat{\mathbf{W}}_L(t) = p_0(t)C_0 + [1 - p_0(t)]C_1,$$

$$\frac{dp_0}{dt} = \alpha_1 - (\alpha_0 + \alpha_1)p_0 + \frac{2y(t)\boldsymbol{x}_L^{\text{т}}(t)(C_0 - C_1) - \boldsymbol{x}_L^{\text{т}}(t)(C_0C_0^{\text{т}} - C_1C_1^{\text{т}})\boldsymbol{x}_L(t)}{2N}p_0(1 - p_0). \tag{11}$$

Здесь функция $p_0(t)$ имеет смысл апостериорной вероятности того, что $\mathbf{W}_L(t) = C_0$. В начальный момент времени предполагаем, что $p_0(t)$ равна априорной вероятности пребывания $\mathbf{W}_L(t)$ на уровне C_0, т. е.

$$p_0(t)|_{t=0} = \alpha_1/(\alpha_0 + \alpha_1). \tag{12}$$

Рассмотренный случай показывает, что при пуассоновской статистике скачков иногда удается для апостериорной плотности вероятностей вектора помеховой обстановки $\mathbf{W}(t)$ записать одно замкнутое уравнение и, следовательно, получить более простые алгоритмы настройки вектора весовых коэффициентов адаптивной системы $\hat{\mathbf{W}}_L(t)$. В более общем случае потоков с последействием необходимо исследовать полные цепочки уравнений (1.4), (2) или (1.4), (5) и строить на их основе различные приближенные (например, по числу одновременно учитываемых скачков) алгоритмы настройки вектора весовых коэффициентов $\hat{\mathbf{W}}_L(t)$.

2. ПРИМЕР СИНТЕЗА КВАЗИОПТИМАЛЬНОГО АЛГОРИТМА НАСТРОЙКИ ВЕСОВЫХ КОЭФФИЦИЕНТОВ АВТОКОМПЕНСАТОРА ПОМЕХ

Рассмотрим для примера одноканальную адаптивную систему автокомпенсации помех (см., например, [8, 9]). Будем считать, что присутствует только одна сосредоточенная помеха, но направление на источник помехи скачкообразно изменяется в случайные моменты времени. Сигнал на выходе канала основной антенны представим в виде

$$y(t)=ax(t-\Delta)+\eta(t), \qquad (13)$$

где $x(t)$ — сигнал вспомогательной антенны, $\eta(t)$ — аддитивный белый гауссов шум в канале основной антенны, некоррелированный с $x(t)$, с нулевым средним значением и интенсивностью N, Δ — время запаздывания волны в основном канале по сравнению с вспомогательным, a — коэффициент усиления основной антенны по сравнению с компенсационной в направлении прихода помехи. Считая расстояние между антеннами порядка длины волны и пренебрегая запаздыванием Δ в медленных огибающей и фазе помехи, сигнал $y(t)$ можно записать в виде

$$y(t)=\mathbf{x}^{\text{т}}(t)\,\mathbf{W}(t)+\eta(t), \qquad (14)$$

где $\quad \mathbf{x}^{\text{т}}(t)\equiv\{x_c(t), x_s(t)\}\equiv\{U(t)\cos(\omega t+\varphi(t)),\ U(t)\sin(\omega t+\varphi(t))\}$

— вектор квадратурных компонент сигнала вспомогательной антенны, $U(t)$, $\varphi(t)$ — медленные (по сравнению с $\cos\omega t$) огибающая и фаза помехи, $\mathbf{W}(t)\equiv\{W_c(t), W_s(t)\}\equiv\{a\cos\omega\Delta, a\sin\omega\Delta\}$ — действительный вектор параметров помеховой обстановки, $\omega\Delta$ — набег фазы волны между компенсационной и основной антеннами.

Поскольку направление прихода помехи скачкообразно изменяется, то при этом скачком изменяются a, Δ и, следовательно, $\mathbf{W}(t)$. Таким образом, при данной постановке задачи в качестве априорной модели изменения вектора параметров $\mathbf{W}(t)$ следует принять модель со скачками вида (13). Будем считать, что при каждом скачке новые априорные распределения a, Δ одинаковы (взаимонезависимые и не зависят от номера скачка), а каждый i-й скачок может происходить лишь в интервале времени $(i-1)T<\tau_i<iT$, где T — некоторый период. Для определенности положим, например, что априорная плотность вероятностей величины τ_i равномерна в этом интервале времени. В общем случае из вышеизложенного следует, что для настройки вектора весовых коэффициентов $\hat{\mathbf{W}}(t)\equiv\{\hat{W}_c(t), \hat{W}_s(t)\}$ с использованием модели нестационарности, учитывающей M скачков, необходимо вырабатывать $M+1$ условных оценок $\hat{\mathbf{W}}_j(t)$, где $j=0, 1, \ldots, M$. Однако при заданной статистике скачков на каждом интервале времени $(i-1)T<t<iT$ $(i=1, 2, \ldots, M)$ может произойти не больше одного скачка, и поэтому алгоритм настройки существенно упрощается. Анализ общих уравнений алгоритма показывает, что из всех условных оценок $\hat{\mathbf{W}}_j(t)$ на i-м такте времени $[(i-1)T, iT]$ можно рассматривать только две: $\hat{\mathbf{W}}_{i-1}(t)$, $\hat{\mathbf{W}}_i(t)$. Переобозначая условные оценки в начале каждого такта (при $t=iT$), вектор весовых коэффициентов $\hat{\mathbf{W}}(t)$ для любого текущего момента времени можно записать в виде суммы только двух слагаемых:

$$\hat{\mathbf{W}}(t) = p_0(t)\,\hat{\mathbf{W}}_0(t) + [1 - p_0(t)]\,\hat{\mathbf{W}}_1(t). \tag{15}$$

Уравнения для функций $p_0(t)$, условных оценок $\hat{\mathbf{W}}_0(t)$, $\hat{\mathbf{W}}_1(t)$ и их матриц ковариаций $K_0(t)$, $K_1(t)$ можно найти из (1.4), (5) в гауссовом приближении:

$$dp_0/dt = -\nu(t)\,p_0 + [2y(t)\,\boldsymbol{x}^{\mathrm{T}}(t)\,(\hat{\mathbf{W}}_0 - \hat{\mathbf{W}}_1) -$$

$$-\boldsymbol{x}^{\mathrm{T}}(t)\,(\hat{\mathbf{W}}_0\hat{\mathbf{W}}_0^{\mathrm{T}} - \hat{\mathbf{W}}_1\hat{\mathbf{W}}_1^{\mathrm{T}})\,\boldsymbol{x}(t) - \boldsymbol{x}^{\mathrm{T}}(t)\,(K_0 - K_1)\,\boldsymbol{x}(t)]\,(2N)^{-1}\,p_0\,(1 - p_0),$$

$$\frac{d\hat{\mathbf{W}}_0}{dt} = \frac{K_0\,\boldsymbol{x}(t)}{N}\,[y(t) - \boldsymbol{x}^{\mathrm{T}}(t)\,\hat{\mathbf{W}}_0], \qquad \frac{dK_0}{dt} = -\,\frac{K_0\boldsymbol{x}(t)\,\boldsymbol{x}^{\mathrm{T}}(t)\,K_0}{N},$$

$$\frac{d\hat{\mathbf{W}}_1}{dt} = \frac{\nu(t)\,p_0}{1 - p_0}(\mathbf{W}_{\text{апр}} - \hat{\mathbf{W}}_1) + \frac{K_1\boldsymbol{x}(t)}{N}\,[y(t) - \boldsymbol{x}^{\mathrm{T}}(t)\,\hat{\mathbf{W}}_1],$$

$$\frac{dK_1}{dt} = \frac{\nu(t)\,p_0}{1 - p_0}\,[(W_{\text{апр}} - \hat{W}_1)(W_{\text{апр}} - \hat{W}_1) + K_{\text{апр}} - K_1] - \tag{16}$$

$$-\,\frac{K_1\boldsymbol{x}(t)\,\boldsymbol{x}^{\mathrm{T}}(t)\,K_1}{N} \quad (t > 0),$$

$$p_0(t)|_{t=0} = 1, \quad \hat{W}_0(t)|_{t=0} = \hat{W}_1(t)|_{t=0} = W_{\text{апр}},$$

$$K_0(t)|_{t=0} = K_1(t)|_{t=0} = K_{\text{апр}}.$$

Здесь $\mathbf{W}_{\text{апр}}$ и $K_{\text{апр}}$ — априорные среднее значение и матрица ковариаций вектора помеховой обстановки $\mathbf{W}(t)$ (в моменты времени $t = iT$), которые вычисляются заранее, исходя из априорного распределения величин a и Δ. Коэффициент $\nu(t)$ равен

$$\nu(t) = \frac{1}{iT - t} \quad (i-1)\,T < t < iT \quad (i = 1, 2, \ldots, M) \tag{17}$$

и периодичен с периодом T. При решении уравнений (16) в начале каждого периода (в моменты времени $t = iT$) необходимо производить «переключения» значений функций $p_0(t)$, векторов $\hat{\mathbf{W}}_{0,1}(t)$ и матриц $K_{0,1}(t)$:

$$p_0(t)|_{t=iT} = 1, \quad \hat{W}_0(t)|_{t=iT} = \hat{W}_1(t)|_{t=iT-0}, \quad K_0(t)|_{t=iT} = K_1(t)|_{t=iT-0}, \tag{18}$$

$$\hat{W}_1(t)|_{t=iT} = W_{\text{апр}}, \quad K_1(t)|_{t=iT} = K_{\text{апр}} \quad (i = 1, 2, \ldots, M).$$

При этом условная оценка $\hat{\mathbf{W}}_0(t)$ и ее матрица $K_0(t)$ принимают значения оценки $\hat{\mathbf{W}}_1(t)$ и матрицы $K_1(t)$, достигнутые ими в конце предыдущего периода, а сама условная оценка $\hat{\mathbf{W}}_1(t)$ и ее матрица ковариаций $K_1(t)$ переключаются на начальные априорные значения $\mathbf{W}_{\text{апр}}$ и $K_{\text{апр}}$.

Уравнения (15)—(18) образуют квазиоптимальный алгоритм настройки весовых коэффициентов одноканального автокомпенсатора помех при скачкообразных изменениях направления прихода помехи в случайные моменты времени, равномерно распределенные внутри заданного такта T.

Для простого адаптивного градиентного алгоритма [8], реализуемого в одноканальном автокомпенсаторе помех с помощью корреляционных обратных связей с постоянной матрицей усиления Γ, уравнение настройки весового вектора $\hat{\mathbf{W}}(t)$ будет иметь вид одного уравнения (16) для $\hat{\mathbf{W}}_0(t)$ с $K_0=\mathrm{const}$. Если мы хотим в момент скачка положения помехи сделать скорость настройки такого простого алгоритма равной скорости настройки алгоритма (15)—(18), то, как нетрудно показать, для этого следует положить $\Gamma\approx K_{\text{апр}}/N$. Сравнительный анализ рассматриваемых алгоритмов с использованием результатов [9] показывает, что при таком выборе матрицы усиления Γ дисперсия флуктуаций весового вектора $\hat{\mathbf{W}}(t)$ между скачками для простого алгоритма будет всегда больше, чем для полученного оптимального. Предлагаемый алгоритм (15)—(18) за счет быстрого уменьшения $K_1(t)$ после обнаружения скачка приводит к существенному улучшению точности настройки вектора $\hat{\mathbf{W}}(t)$.

Заметим, что при известной статистике скачков возможна «оптимизация» характеристик простого алгоритма путем компромиссного выбора $\Gamma<K_{\text{апр}}/N$. При этом за счет уменьшения скорости сходимости в момент скачка можно улучшить точность настройки системы компенсации между скачками. Количественная оценка выигрыша алгоритма (15)—(18) по сравнению с таким «оптимизированным» по Γ простым алгоритмом зависит от большого числа параметров: мощности помех, статистики моментов скачков, априорной дисперии $K_{\text{апр}}$, интенсивности собственного шума системы N и требует специального рассмотрения.

В заключение авторы благодарят А. Н. Малахова за обсуждение результатов работы.

ЛИТЕРАТУРА

1. Мальцев А. А., Силаев А. М. — Изв. вузов — Радиофизика, 1985, **28**, № 11, с. 1413.
2. Мальцев А. А., Силаев А. М. — Изв. вузов — Радиофизика, 1985 **28**, № 2, с. 184.
3. Baird C. A. — IEEE Int. Conf. Commun., Minneapolis, 1974, N. Y., 1974, div. 10G, p. 1.
4. Hudson J. E. — Int. Spec. Semin. Case Studies in Advanced Signal Processing, Peebles, 1979, London, 1979, p. 198.
5. Родимов А. П., Поповский В. В., Попов А. С. — Радиотехника и электроника, 1983, **28**, № 6, с. 1078.
6. Стратонович Р. Л. — Автоматика и телемеханика, 1961, **22**, № 9, с. 1163.
7. Стратонович Р. Л. Условные марковские процессы и их применение к теории оптимального управления. — М.: Гос. ун-т, 1966.
8. Ширман Я. Д., Манжос В. Н. Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. — М.: Радио и связь, 1981.
9. Мальцев А. А., Музычук О. В., Позументов И. Е. — Радиотехника и электроника, 1978, **23**, № 7, с. 1401.

Горьковский государственный университет

Поступила в редакцию 15 мая 1984 г.

ADAPTIVE SIGNAL PROCESSING ALGORITHMS FOR NONSTATIONARY NOISE ENVIRONMENT WITH IMPULSE AND JUMP-LIKE DISTURBANCES. II

A. A. Mal'tsev, A. M. Silaev

In the second part of the paper signal processing algorithms for least mean-square error adaptive systems in the presence of jump-like disturbances of noise environment are derived by Markov theory methods of optimal filtering. As an example the sub-optimal algorithm for adaptive narrowband interference canceller is considered with jump-like changes of interference direction.