УДК 681.5.015.42

Ю. П. Иванов

МЕТОД АДАПТИВНОЙ ОПТИМАЛЬНОЙ ФИЛЬТРАЦИИ СИГНАЛОВ В НАВИГАЦИОННЫХ КОМПЛЕКСАХ

Предложен метод непараметрической адаптивной оптимальной фильтрации дискретного сигнала, наблюдаемого на фоне аддитивной, в общем случае коррелированной, помехи измерения. Предполагается, что модель измерения является линейной, сигнал и помеха не коррелированы. В качестве исходной информации используются матрицы моментов второго порядка вектора помехи и модели измерения, а также приблизительное значение интервала квазистационарности сигнала.

Ключевые слова: *оптимальная фильтрация, адаптация, непараметрическая неопределенность, линейная модель измерения, марковский сигнал, коррелированная помеха, пространство состояний, модель авторегрессии — скользящего среднего.*

Проектирование навигационных систем обработки информации часто происходит в условиях значительной априорной неопределенности статистических характеристик сигналов и помех измерения. В процессе эксплуатации навигационных систем статистические характеристики наблюдаемых сигналов могут непредсказуемо изменяться и значительно отличаться от исходной информации. В связи с этим классические методы обработки сигналов на основе уравнений Калмана и Стратановича, базирующихся на использовании полной исходной информации и оптимальной обработки сигналов, приводят к значительным ошибкам оценок навигационных параметров. Кроме этого, используемые классические алгоритмы обработки сигналов во многих случаях требуют значительных затрат на необходимую для работы память и производительность вычислительных средств при их реализации. Применяемые в настоящее время методы адаптивной обработки сигналов [1], к сожалению, не обладают желаемой универсальностью, а в случае параметрической априорной неопределенности требуют значительного объема исходной информации и достаточно сложны при их реализации. При использовании параметрической адаптивной оптимальной обработки информации предполагаются априори известными законы распределения и структуры моделей сигналов и помех измерения, которые часто не соответствуют реальным случайным процессам, протекающим в информационно-измерительной системе. В этом случае не всегда удается достичь точности получаемых оценок, а процесс адаптивной фильтрации может расходиться.

Поэтому для устранения указанных недостатков был разработан адаптивный оптимальный способ дискретной фильтрации сигналов в условиях полной априорной неопределенности относительно модели и параметров сигнала, принимаемого на фоне, в общем случае коррелированной помехи. Алгоритм фильтрации сигналов на основе данного метода является достаточно простым, обладает универсальностью в том смысле, что структура алгоритма инвариантна к моделям сигнала как при представлении сигнала в пространстве состояний, так и в виде модели авторегрессии — проинтегрированного скользящего среднего [2]. Структура адаптивного алгоритма также инвариантна к наличию или отсутствию корреляции помехи измерения.

Предлагаемый алгоритм устойчив в работе, а адаптивные оценки навигационных параметров, полученные на основе предложенного алгоритма, сходятся к оптимальным оценкам, полученным на основе классических алгоритмов в условиях полной априорной определенности.

Эти алгоритмы могут работать и в условиях полной определенности, но их структура при обеспечении эквивалентной точности оценки значительно проще структуры алгоритма фильтрации Калмана, также отпадает необходимость в решении уравнения Риккати. В качестве недостатка метода, присущего всем адаптивным алгоритмам, можно отметить наличие существенного интервала адаптации процесса оценки, величину которого, правда, можно минимизировать.

Рассмотрим следующую линейную модель дискретного измерения сигнала:

$$\mathbf{Y}_j = \mathbf{R}_j\mathbf{X}_j + \mathrm{H}_j,\quad j=1, 2, \ldots, \tag{1}$$

где $\mathbf{X}_j$ — произвольный полезный сигнал размерности $m\times1$ в момент времени j, математическая модель и статистические параметры которого неизвестны. Каждая составляющая векторного сигнала представляет собой марковскую последовательность неизвестного k_i-го порядка (i=1, ..., m), $\mathbf{R}_j$ — известная ($n\times m$)-матрица измерения, H_j — вектор помех измерения размерности $n\times1$.

Моделью каждого компонента векторной помехи является марковская последовательность известного порядка $p_r\times1$ (r =1, …, n). Известны ($n\times n$)-матрицы начальных одномерных моментов второго порядка $\mathbf{N}_{\mathbf{H}}^{j}$ векторной марковской последовательности H_j в j-й момент времени и двумерных моментов второго порядка $\mathbf{N}_{\mathbf{H}}^{j,j-f}$ размерности $(f\times n)\times n$ на интервале, определяемом $f\Delta$, где Δ — интервал дискретизации, f — предполагаемый максимальный порядок компонентов марковского сигнала. Полезный сигнал и помеха измерения предполагаются взаимно некоррелированными. Если случайная последовательность, определяющая сигнал, не является стационарной, будем предполагать, что известен минимальный интервал квазистационарности компонентов сигнала. В качестве критерия оптимальности используем среднеквадратическую ошибку (СКО) оценки. Будем искать алгоритм оптимальной оценки после окончания процесса адаптации в классе линейных алгоритмов. Если законы распределения сигнала и погрешностей являются нормальными, то полученная оценка после окончания процесса адаптации будет оптимальной в классе любых оценок, в альтернативном случае оценка будет оптимальной только в классе линейных оценок [3].

Сформируем входной сигнал размерности $(m\times(k+1))\times1$ адаптивного фильтра, обеспечивающий рекуррентную обработку информации, в следующем виде:

$$\mathbf{Z}^{j,j-k} = \left\| \mathbf{Y}1_j, \hat{\mathbf{X}}^*_{j-1} \ldots, \hat{\mathbf{X}}^*_{j-k} \right\|^T, \tag{2}$$

где $\mathbf{Y}1_j = (\mathbf{R}_j^T \cdot \mathbf{R}_j)^{-1} \cdot \mathbf{R}_j^{\,T}\mathbf{Y}_j$ — приведенный к размерности сигнала результат измерения, $\hat{\mathbf{X}}^*_{j-1}, \ldots, \hat{\mathbf{X}}^*_{j-k}$ — векторы оптимальных оценок фильтрации и интерполяции сигналов $\mathbf{X}_j, \ldots, \mathbf{X}_{j-k}$ на шагах наблюдения j–1, …, j–k . Структура вектора $\mathbf{Z}^{j,j-k}$ определяет структуру рекуррентного алгоритма фильтрации сигналов. Можно при формировании вектора $\mathbf{Z}^{j,j-k}$ использовать линейные модели сигналов в виде процессов авторегрессии, скользящего среднего или авторегрессии — проинтегрированного скользящего среднего [2]. В этом случае размерность вектора $\mathbf{Z}^{j,j-k}$ может уменьшиться.

Начальное значение вектора $\mathbf{Z}^{j,j-k}$ можно определить в следующем виде:

$$\mathbf{Z}^{k+1,1} = \left\| \mathbf{Y}1_{k+1}, \ldots, \mathbf{Y}1_1 \right\|^T,$$

где значение k определяется априори исходя из предположения о возможном минимальном порядке марковского процесса, определяющего модель полезного сигнала.

Как известно, оптимальная оценка по критерию минимума СКО в классе линейных оценок для рассматриваемой дискретной модели измерения определяется следующим выражением [4]:

$$\hat{\mathbf{X}}^{*j,j-k} = \mathbf{A}^{*j,j-k}\mathbf{Z}^{j,j-k} \ . \tag{3}$$

В данном случае вектор $\hat{\mathbf{X}}^{*j,j-k}$ размерности $(m\times(k+1))\times 1$ определяет оптимальные на текущем шаге j оценки сигналов $\mathbf{X}_j$, …, $\mathbf{X}_{j-k}$, полученные по результатам наблюдения входного сигнала фильтра $\mathbf{Z}^{j,1}$ на всем интервале наблюдения. Матрица размерности $(m\times(k+1))\times$ $\times(m\times(k+1))$ оптимального преобразования сигнала $\mathbf{Z}^{j,j-k}$ будет в этом случае равна [4]:

$$\mathbf{A}^{*j,j-k} = \mathbf{M}[\mathbf{X}^{j,j-k}(\mathbf{Z}^{j,j-k})^T]\cdot\mathbf{M}[\mathbf{Z}^{j,j-k}(\mathbf{Z}^{j,j-k})^T]^{-1}, \tag{4}$$

где $\mathbf{X}^{j,j-k} = \left\|\mathbf{X}_j, ..., \mathbf{X}_{j-k}\right\|^T$ — вектор-столбец размерности $(m\times(k+1))\times 1$ сигналов на шагах j, …, $j-k$ наблюдения. $\mathbf{M}[\ ]$ — оператор математического ожидания. Начальное значение матрицы оценки можно определить в виде единичной матрицы размерности $(m\times(k+1))\times$ $\times(m\times(k+1))$. Оценку матрицы $\hat{\mathbf{M}}$ $[\mathbf{Z}^{j,j-k}(\mathbf{Z}^{j,j-k})^T]$ в процессе адаптации можно найти в случае стационарной последовательности $\mathbf{Z}_j$ с помощью рекуррентного соотношения

$$\hat{\mathbf{M}}[\mathbf{Z}^{j,j-k}(\mathbf{Z}^{j,j-k})^T] = \hat{\mathbf{M}}[\mathbf{Z}^{j-1,j-k-1}(\mathbf{Z}^{j-1,j-k-1})^T] +$$
$$+\frac{1}{j}\left\{\left[\mathbf{Z}^{j,j-k}\cdot(\mathbf{Z}^{j,j-k})^T\right] - \hat{\mathbf{M}}\left[\mathbf{Z}^{j-1,j-k-1}\cdot(\mathbf{Z}^{j-1,j-k-1})^T\right]\right\} \tag{5}$$

и в случае нестационарных последовательностей $\mathbf{Z}_j$ в следующем виде:

$$\hat{\mathbf{M}}[\mathbf{Z}^{j,j-k}(\mathbf{Z}^{j,j-k})^T] = \frac{1}{s}\sum_{i=j-1-s}^{j-1}\left[\mathbf{Z}^{i,i-k}\cdot\left(\mathbf{Z}^{i,i-k}\right)^T\right] +$$
$$+\frac{1}{s}\{[\mathbf{Z}^{j,j-k}\cdot(\mathbf{Z}^{j,j-k})^T] - \frac{1}{s}\sum_{i=j-1-s}^{j-1}[\mathbf{Z}^{i,i-k}\cdot(\mathbf{Z}^{i,i-k})^T]\}, \tag{6}$$

где $j=k+1$ $(k+2, \ldots)$, s — число дискретов, определяющих максимальный интервал квазистационарности компонентов сигнала $\mathbf{X}_j$, $\hat{\mathbf{M}}[\ ]$ — оценка математического ожидания. Матрицу $\hat{\mathbf{M}}[\mathbf{Z}^{j,j-k}(\mathbf{Z}^{j,j-k})^T]$ можно представить в виде следующих подматриц:

$$\hat{\mathbf{M}}[\mathbf{Z}^{j,j-k}(\mathbf{Z}^{j,j-k})^T] = \begin{Vmatrix} \hat{\mathbf{M}}[\mathbf{Y}1_j\cdot\mathbf{Y}1_j{}^T] & \hat{\mathbf{M}}[\mathbf{Y}1_j\cdot(\hat{\mathbf{X}}^{*j-1,j-k})^T] \\ \hat{\mathbf{M}}[\mathbf{Y}1^{j-1,j-k}\cdot\mathbf{Y}1_j{}^T] & \hat{\mathbf{M}}[\hat{\mathbf{X}}^{*j-1,j-k}\cdot(\hat{\mathbf{X}}^{*j-1,j-k})^T] \end{Vmatrix}, \tag{7}$$

где $\hat{\mathbf{X}}^{*j-1,j-k} = \left\|\hat{\mathbf{X}}^*_{j-1}, ..., \hat{\mathbf{X}}^*_{j-k}\right\|^T$ — вектор оптимальных оценок сигналов $\mathbf{X}_{j-1}, ..., \mathbf{X}_{j-k}$, $\mathbf{Y}1^{j-1,j-k} = \left\|\mathbf{Y}1_{j-1}, ..., \mathbf{Y}1_{j-k}\right\|^T$ — вектор преобразованных результатов измерений сигналов $\mathbf{X}_{j-1}, ..., \mathbf{X}_{j-k}$ на шагах наблюдения $j-1$, …, $j-k$. Для определения матрицы $\hat{\mathbf{M}}[\mathbf{X}^{j,j-k}(\mathbf{Z}^{j,j-k})^T]$ можно воспользоваться следующими очевидными соотношениями:

$$\hat{\mathbf{M}}[\mathbf{X}^{j,j-k}(\mathbf{Z}^{j,j-k})^T] = \hat{\mathbf{M}}[\mathbf{Y}1^{j,j-k}(\mathbf{Z}^{j,j-k})^T] - \hat{\mathbf{M}}[\mathbf{H}1^{j,j-k}(\mathbf{Z}^{j,j-k})^T] =$$
$$= \begin{Vmatrix} \hat{\mathbf{M}}[\mathbf{Y}1_j\cdot\mathbf{Y}1_j{}^T] - \mathbf{N}1^j_{H1} & \hat{\mathbf{M}}[\mathbf{Y}1_j\cdot(\hat{\mathbf{X}}^{*j-1,j-k})^T] - \mathbf{M}[\mathbf{H}1_j\cdot(\hat{\mathbf{X}}^{*j-1,j-k})^T] \\ \hat{\mathbf{M}}[\mathbf{Y}1^{j-1,j-k}\cdot\mathbf{Y}1_j{}^T] - \mathbf{N}1^{j,j-k}_{\mathbf{H}1} & \hat{\mathbf{M}}[\hat{X}^{*j-1,j-k}\cdot(\hat{\mathbf{X}}^{*j-1,j-k})^T] \end{Vmatrix}, \tag{8}$$

где $\mathbf{H}1^{j-1,j-k} = \left\|\mathbf{H}1_{j-1}, ..., \mathbf{H}1_{j-k}\right\|^T$ — вектор преобразованных помех измерений $\mathbf{H}1_{j-r}$ = $=(\mathbf{R}^T_{j-r}\cdot\mathbf{R}_{j-r})^{-1}\cdot\mathbf{R}^T_{j-r}\mathbf{H}_{j-r}$ $(r=1, \ldots, k)$ на шагах наблюдения $j-1$, …, $j-k$, $(m\times m)$-матрица

$\mathbf{N1}^{j}_{\mathbf{H}1} = \mathbf{M}[\mathbf{H}1_j \times \mathbf{H}1_j^{\,T}]$, $((k{\times}m){\times}m)$-матрица $\mathbf{N}^{j-1,j-k;\mathrm{j}}_{\mathbf{H}1} = \mathbf{M}[\mathbf{H}1^{j-1,j-k} \times \mathbf{H}1_j^{\,T}]$. Можно показать, что матрица $\mathbf{M}[\mathbf{H}1_j \cdot (\hat{\mathbf{X}}^{*j-1,j-k})^T]$ определяется рекуррентным способом с помощью следующего соотношения:

$$\mathbf{M}[\mathbf{H}1_j \cdot (\hat{\mathbf{X}}^{*j-1,j-k})^T] = \left\| \mathbf{N1}^{j,j-1}_{H1}, \quad \mathbf{M}[\mathbf{H}1_{j-1} \cdot (\hat{\mathbf{X}}^{*j-2,j-k-1})^T] \right\| \cdot (\mathbf{A}1^{*j-1,j-k-1})^T, \tag{9}$$

где $\mathbf{N1}^{j,j-1}_{\mathbf{H}1}$ — $(m{\times}m)$-матрица взаимных начальных вторых моментов векторов помех измерения сигналов $\mathbf{H}1_j$ и $\mathbf{H}1_{j-1}$ на шагах j и j–1 наблюдения, $\mathbf{A}1^{*j-1,j-k-1}$ — матрица оптимальной адаптивной фильтрации сигналов на $(j$–1)-м шаге измерения сигнала размерности $(m{\times}(k{+}1)){\times}m$. Матрица $\mathbf{A}1^{*j-1,j-k-1}$ размерности $(m{\times}(k{+}1)){\times}m$ является подматрицей матрицы $\mathbf{A}^{*j-1,j-k-1}$:

$$\mathbf{A}^{*j-1,j-k-1} = \left\| \mathbf{A}1^{*j-1,j-k-1} \quad \mathbf{A}2^{*j-1,j-k-1} \right\|.$$

Начальную матрицу $\mathbf{M}[\mathbf{H}1_{k+1} \cdot (\hat{\mathbf{X}}^{*k,1})^T]$ можно определить в следующем виде:

$$\mathbf{M}[\mathbf{H}1_j \cdot (\hat{\mathbf{X}}^{*j-1,j-k})^T] = \mathbf{N}^{k+1,1}_{\mathbf{H}1}.$$

При определении соотношения (8) было использовано следствие теоремы ортогонального проецирования (теорема Пугачева) [4]:

$$\mathbf{M}[\mathbf{X}^{j,j-k}(\hat{\mathbf{X}}^{*j,j-k})^T] = \mathbf{M}[\hat{\mathbf{X}}^{*j,j-k}(\hat{\mathbf{X}}^{*j,j-k})^T].$$

Если моделями помех измерения являются белые последовательности, то алгоритм адаптивной оптимальной оценки сигналов значительно упрощается. В этом случае матрицы $\mathbf{M}[\mathbf{H}1_j \cdot (\hat{\mathbf{X}}^{*j-1,j-k})^T]$ и $\mathbf{N}^{j-1,j-k;\mathrm{j}}_{\mathbf{H}1}$ являются нулевыми при всех значениях j, а матрицу $\hat{\mathbf{M}}[\mathbf{Y}1_j \cdot \mathbf{Y}1_j^{\,T}] - \mathbf{N}^{j}_{\mathbf{H}1}$ при малом значении дискрета Δ можно приближенно представить в следующем виде $\hat{\mathbf{M}}[\mathbf{Y}1_j \cdot \mathbf{Y}1_{j-1}^{\,T}]$, т.е. в этом случае можно обойтись без знания начальных вторых моментов помехи измерения.

При этом m строк и m первых столбцов матрицы $\mathbf{A}^{j,j-k}$ определяют подматрицу матрицы усиления Калмана.

Алгоритм фильтрации сигналов, определяемый соотношениями (2)—(9), применим как к случайным стационарным, так и к нестационарным последовательностям $\mathbf{X}_j$ и H_j. Необходимо только учитывать, что при рассмотрении процесса адаптации алгоритма оптимальной фильтрации случайных нестационарных последовательностей $\mathbf{X}_j$ и H_j интервал осреднения $s\Delta$ матрицы фильтрации $\mathbf{A}^{j,j-k}$ должен выбираться из следующих условий: $s\Delta > \tau_{\mathbf{X}j}$, $s\Delta < t_{\mathbf{X}j}$, где $\tau_{\mathbf{X}j}$ — предполагаемый максимальный интервал корреляции компонентов последовательности $\mathbf{X}_j$, $t_{\mathrm{H}2}$ — минимальный интервал локальной стационарности компонентов последовательности $\mathbf{X}_j$, Первое из этих условий ($s\Delta > \tau_{\mathbf{X}j}$) необходимо, чтобы случайные ошибки приближения матриц $\xi_1 = \hat{\mathbf{M}}[\mathbf{X}^{j-k}(\mathbf{Z}^{j,j-k})^T] - \mathbf{M}[\mathbf{X}^{j,j-k}(\mathbf{Z}^{j,j-k})^T]$, $\xi_2 = \hat{\mathbf{M}}[\mathbf{Z}^{j,j-k}(\mathbf{Z}^{j,j-k})^T] - \mathbf{M}[\mathbf{Z}^{j,j-k}(\mathbf{Z}^{j,j-k})^T]$ были достаточно малыми, второе условие ($s\Delta < t_{\mathbf{X}j}$) обеспечивает однородность выборки процесса $\mathbf{Z}_j$ и несмещенность оценок матриц. В случае стационарных последовательностей $\mathbf{X}_j$, H_j значение $s{=}j$.

Для оценки качества адаптивной фильтрации и интерполяции сигналов можно использовать два подхода. Во-первых, оценку СКО адаптивной дискретной фильтрации применительно к рассматриваемой постановке задачи можно получить на основе соотношения, справедливого для произвольной оценки:

$$\hat{\mathbf{M}}[\mathbf{E}^{*j,j-k}\cdot(\mathbf{E}^{*j,j-k})^T]=\hat{\mathbf{A}}^{*j,j-k}\hat{\mathbf{M}}[\mathbf{Z}^{j,j-k}\cdot(\mathbf{Z}^{j,j-k})^T](\hat{\mathbf{A}}^{*j,j-k})^T+$$
$$+\hat{\mathbf{M}}[\mathbf{X}^{j,j-k}\cdot(\mathbf{Z}^{j,j-k})^T](\mathbf{A}^{*j,j-k})^T-(\hat{\mathbf{M}}[\mathbf{X}^{j,j-k}\cdot(\mathbf{Z}^{j,j-k})^T](\mathbf{A}^{*j,j-k})^T)^T+$$
$$+\hat{\mathbf{M}}[\mathbf{X}^{j,j-k}\cdot(\mathbf{X}^{j,j-k})^T], \qquad (10)$$

где $\mathbf{E}^{*j,j-k}=\hat{\mathbf{X}}^{*j,j-k}-\mathbf{X}^{j,j-k}$ — ошибка адаптивной оптимальной оценки.

Оценку матрицы среднеквадратических значений сигнала $X^{j,j-k}$ можно определить следующим образом:

$$\hat{\mathbf{M}}[\mathbf{X}^{j,j-k}\cdot(\mathbf{X}^{j,j-k})^T]=\hat{\mathbf{M}}[\mathbf{Y}1^{j,j-k}\cdot(\mathbf{Y}1^{j,j-k})^T]-\mathbf{H}1^{j,j-k}_{\mathbf{H}1}, \qquad (11)$$

где вектор $\mathbf{Y}1^{j,j-k}$ размерности $(m\times(k+1))\times 1$ результатов измерений, полученных в $j, j-1,\ldots,j-k$ дискретные моменты времени, матрица $\mathbf{N}1^{j,j-k}_{\mathbf{H}1}$ размерности $(m\times(k+1))\times(m\times(k+1))$ определяет матрицу среднеквадратических значений вектора $\mathbf{H}1^{j,j-k}$.

Во-вторых, оценку СКО рассматриваемого алгоритма фильтрации можно получить, пользуясь соотношением, определяющим только оценку оптимальной фильтрации в соответствии со следующим выражением [4]:

$$\hat{\mathbf{M}}[\mathrm{E}^{*j,j-k}\cdot(\mathrm{E}^{*j,j-k})^T]=\hat{\mathbf{M}}[\mathbf{X}^{j,j-k}\cdot(\mathbf{X}^{j,j-k})^T]-\mathbf{A}^{*j,j-k}\hat{\mathbf{M}}[\mathbf{Z}^{j,j-k}\cdot(\mathbf{Z}^{j,j-k})^T](\mathbf{A}^{*j,j-k})^T. \qquad (12)$$

В рассматриваемом методе фильтрации после окончания процесса адаптации в любой момент времени j СКО оценок фильтрации и интерполяции, определяемые по формулам (7)—(10), теоретически должны быть равны. Определение порядка марковости и параметров сигнала $\mathbf{X}_j$ осуществляется путем нахождения размерностей вектора $\mathbf{Z}1^{j,j-k}$, соответствующего минимуму СКО оценок вектора $\mathbf{X}^{j,j-k}$, определяемых соотношениями (10) или (12) при их практическом совпадении. Учитывая, что в большинстве случаев реальные случайные процессы, определяющие сигналы и помехи измерения, имеют порядок марковости $k\leq 3$, то процедура идентификации свойства марковости исследуемого процесса не вызывает технических затруднений, и в качестве начального исследуемого порядка марковости имеет смысл принимать наименьшее значение (k=2, 3). Об окончании времени адаптации алгоритма обработки сигналов можно судить по оценкам разностей соответствующих диагональных элементов матриц (10) и (12). Если при каком-либо значении j эти оценки становятся меньше по модулю заданного значения δ и в течение определенного интервала времени не выходят за его пределы, принимается решение об окончании периода адаптации алгоритма фильтрации или интерполяции сигналов.

Таким образом, предлагаемый метод адаптивной оптимально-инвариантной дискретной фильтрации сигналов позволяет производить оценку полезного сигнала в условиях значительной априорной неопределенности статистических характеристик сигналов. Устойчивость и сходимость предлагаемого адаптивного алгоритма, проверенные при моделировании различных задач фильтрации сигналов, объясняются тем, что в процессе адаптации неизвестные модели погрешностей автоматически уточняются в виде матриц $\hat{\mathbf{M}}[\mathbf{X}^{j,j-k}(\mathbf{Z}1^{j,j-k})^T]$, $\hat{\mathbf{M}}[\mathbf{Z}1^{j,j-k}(\mathbf{Z}1^{j,j-k})^T]$ в соответствии с реальными выборками $\mathbf{Y}_j$ (j=1, 2, …) наблюдаемого сигнала измерителей.

Проведенный анализ результатов моделирования позволяет сделать вывод, что предлагаемый метод адаптивной оптимальной обработки сигналов дает возможность обеспечить для широкого класса помех измерения в значительном диапазоне отношения средних значений сигнала к помехе устойчивые оптимальные фильтрацию и интерполяцию произвольного полезного сигнала с автоматическим определением порядка марковости сигнала и момента времени окончания процесса адаптации алгоритма оптимальной фильтрации сигналов.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Огарков М. А.* Методы статистического оценивания параметров случайных процессов. М.: Энергоатомиздат, 1990. 208 с.

2. *Бокс Дж., Дженкинс Г.* Анализ временных рядов прогноз и управление. Вып. 1. М.: Мир, 1974. 406 с.

3. *Репин В. Г., Тартаковский Г. П.* Статистический синтез при априорной неопределенности и адаптации информационных систем. М.: Сов. радио, 1977. 320 с.

4. *Иванов Ю. П., Синяков А. Н., Филатов И. В.* Комплексирование информационно-измерительных устройств летательных аппаратов. Л.: Машиностроение, 1984. 208 с.

Сведения об авторе

Юрий Павлович Иванов — канд. техн. наук, доцент; Санкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения; E-mail: ypi35@mail.ru

Рекомендована ГУАП

Поступила в редакцию 04.04.11 г.