УДК 621.396.2.: 621.316.2

В. А. ТИХОНОВ, канд. техн. наук

ПРЕОБРАЗОВАНИЕ МОМЕНТНЫХ ФУНКЦИЙ ТРЕТЬЕГО ПОРЯДКА ЛИНЕЙНЫМИ СИСТЕМАМИ, ОПИСЫВАЕМЫМИ МОДЕЛЯМИ АВТОРЕГРЕССИИ И СКОЛЬЗЯЩЕГО СРЕДНЕГО

Введение

Применение моделей линейного предсказания эффективно для случайных процессов, которые допускают представление их в виде выхода линейной системы, на вход которой подается белый шум. Как показывают исследования, модели линейного предсказания обладают рядом конструктивных свойств, нашедших применение в параметрическом спектральном анализе, при синтезе и анализе коррелированных случайных процессов, подавлении помех, сжатии речевых сигналов [1-4].

Однако использование моделей линейного предсказания ограничено рамками корреляционной теории, так как ее параметры рассчитываются по значениям корреляционной функции с помощью систем линейных и нелинейных уравнений. Вместе с тем растущий интерес к исследованию и использованию негауссовых свойств случайных процессов [5-7] требует построения соответствующих негауссовых моделей. Таким образом, для решения ряда прикладных задач обработки негауссовых процессов актуальной является задача построения эффективных статистических моделей.

Характеристики негауссовых случайных процессов удобно описывать моментными функциями, так как для их вычисления можно применять аппарат статистических средних. В научной литературе, как правило, рассматривается прямая задача – нахождение корреляционной и моментных функций на выходе заданных линейных систем [8, 9]. При построении модели линейного предсказания решается обратная задача – оценка параметров системы по известному выходу системы в предположении, что на вход подается белый шум. Так как негауссов процесс может быть получен нелинейным преобразованием неизвестного порождающего процесса, то модели линейной системы, рассчитанные по корреляционным и моментным функциям выхода, в общем случае будут разные.

Целью статьи является анализ преобразования корреляционных и моментных функций системами, описываемыми моделями линейного предсказания, вывод уравнений для расчета параметров моделей линейного предсказания по значениям корреляционных и моментных функций.

Модели линейного предсказания, параметры которых находятся по моментным функциям, названы обобщенными моделями линейного предсказания. Модели, параметры которых находятся по моментным функциям r – го порядка, будем называть моделями линейного предсказания r – го ранга.

Полученные выражения могут быть полезны при получении параметрических оценок спектров высоких порядков, при построении формирующих и анализирующих фильтров, а также выделении дополнительной информации о негауссовых характеристиках случайных процессов.

1 Преобразование корреляционных функций авторегрессионными системами

Покажем, что уравнение Юла-Уокера является следствием преобразования корреляционной функции белого шума дискретной линейной системой, описываемой моделью авторегрессии (АР). Обычно для вывода уравнений Юла-Уокера используется либо метод наименьших средних квадратов, либо метод, основанный на статистической независимости ошибок предсказания [10]. Модель АР второго ранга дискретного случайного процесса $x[t]$ описывается разностным уравнением

$$\hat{\Phi}_2(\hat{z}_1)x[t]=a_2[t], \tag{1}$$

где $a_2[t]$ – некоррелированные отсчеты случайного процесса с нулевым средним на входе линейной системы. Нижние индексы у оператора АР $\hat{\Phi}_2(\hat{z}_1)$ и $a_2[t]$ указывают на ранг модели АР. В общем случае предполагается, что $a_2[t]$ имеет негауссово распределение, хотя преобразование корреляционной функции можно рассматривать для гауссовых $a_2[t]$. Оператор авторегрессии $\hat{\Phi}_2(\hat{z}_1)$ имеет вид

$$\hat{\Phi}_2(\hat{z}_1)=-\sum_{i=0}^{p}\Phi_2[i]\hat{z}_1^{-i}, \Phi_2[0]=1,$$

где $\Phi_2[i]$ – коэффициенты АР, p – порядок модели АР.

Действие оператора сдвига $\hat{z}$ на $x[t]$ определяется следующим образом: $\hat{z}^{\pm i}x[t]=x[t\pm i]$.

Пусть $j>0$. Перемножим правые и левые части уравнения (1) и уравнения

$$\hat{\Phi}_2(\hat{z}_2)x[t-j]=a_2[t-j] \tag{2}$$

и усредним. Операторы сдвига $\hat{z}_1$ и $\hat{z}_2$ действуют отдельно только на определенные дискретные переменные времени t_1 и t_2 соответственно. Учитывая некоррелированность $a_2[t]$, получим

$$\hat{\Phi}_2\left(\hat{z}^{-1}\right)\hat{\Phi}_2(\hat{z})R[j]=0, \tag{3}$$

где оператор $\hat{\Phi}_2(\hat{z}^{-1})$ имеет вид

$$\hat{\Phi}_2(\hat{z}^{-1})=-\sum_{i=0}^{p}\Phi_2[i]\hat{z}^{+i}, \ \Phi_2[0]=1.$$

При переходе к сдвигам времени у корреляционных функций стационарных случайных процессов t_1-t_2 оператор $\hat{z}_2$ преобразуется в оператор $\hat{z}_1^{-1}$. Нижние индексы операторов сдвига можно опустить, так как операторы теперь действуют на одну и ту же переменную j.

Докажем, что решение уравнения (3) сводится к решению уравнения Юла-Уокера

$$R[j]-\sum_{k=1}^{p}\Phi_2[k]R[j-k]=0. \tag{4}$$

Это уравнение верно при произвольном положительном j. Уравнение (3) представим следующим образом:

$$\begin{gathered}\left(R[j]-\sum_{k=1}^{p}\Phi_2[k]R[j-k]\right)-\Phi_2[1]\hat{z}^{+1}\left(R[j]-\sum_{k=1}^{p}\Phi_2[k]R[j-k]\right)-\\-\Phi_2[2]\hat{z}^{+2}\left(R[j]-\sum_{k=1}^{p}\Phi_2[k]R[j-k]\right)-\ldots-\Phi_2[p]\hat{z}^{+p}\left(R[j]-\sum_{k=1}^{p}\Phi_2[k]R[j-k]\right)=0.\end{gathered} \tag{5}$$

Оператор $\hat{z}^{+n}$ сдвигает индекс j на n отсчетов вперед. Но так как уравнение (4) справедливо для произвольного j, то решением уравнения (5) будет решение уравнения Юла-Уокера (4). Таким образом, анализ преобразования линейной системой, описываемой моделью АР корреляционной функции порождающего случайного процесса типа белого шума, позволяет получить уравнение Юла-Уокера.

Найдем выражение, которое связывает дисперсии коррелированного случайного процесса и ошибки предсказания модели АР. При $j=0$ из (1) и (2) получим

$$\hat{\Phi}_2\left(\hat{z}^{-1}\right)\hat{\Phi}_2(\hat{z})R[0]=\sigma_a^2. \tag{6}$$

После действия оператором $\hat{\Phi}_2(\hat{z})$ на $R[0]$ это уравнение можно представить в виде

$$\begin{gathered}\left(R[0]-\sum_{k=1}^{p}\Phi_2[k]R[k]\right)-\Phi_2[1]\hat{z}^{+1}\left(R[0]-\sum_{k=1}^{p}\Phi_2[k]R[k]\right)-\\ -\Phi_2[2]\hat{z}^{+2}\left(R[0]-\sum_{k=1}^{p}\Phi_2[k]R[k]\right)-\ldots-\Phi_2[p]\hat{z}^{+p}\left(R[0]-\sum_{k=1}^{p}\Phi_2[k]R[k]\right)=\sigma_a^2.\end{gathered} \tag{7}$$

Предположим, что выражения в круглых скобках в (7) удовлетворяют равенству

$$R[0]-\sum_{k=1}^{p}\Phi_2[k]R[k]=\sigma_a^2. \tag{8}$$

После действия оператора сдвига на σ_a^2 получаем

$$\hat{z}^{+n}\sigma_a^2=\hat{z}^{+n}R_a[0]=R_a[n]=0,\quad n>0,$$

где $R_a[n]$ – корреляционная функция белого шума $a_2[t]$. Тогда уравнение (7) приводится к уравнению (8).

Таким образом показано, что уравнения преобразования корреляционных функций ошибки предсказания линейной системой, описываемой моделью АР, позволяют получить известные соотношения для вычисления параметров этой модели и дисперсии ошибки предсказания. Представленный вывод уточняет обоснованность использования классической модели АР для описания реальных коррелированных процессов, которые в общем случае не являются процессами АР. Так как параметры модели рассчитываются по корреляционной функции, то модель АР описывает линейную систему, которая преобразовывает корреляционную функцию белого шума в корреляционную функцию заданного процесса. Этим положением определяется точность приближения модели АР реального случайного процесса, который, может быть, был сформирован нелинейным преобразованием порождающего процесса.

Однако если негауссов процесс был получен нелинейным преобразованием порождающего процесса, характеристики его моментных функций будут отличаться от характеристик корреляционных функций. Поэтому параметры моделирующей линейной системы, с помощью которой можно получить моментные функции негауссова случайного процесса преобразованием моментной функции белого шума, будут отличаться от параметров корреляционной модели АР. Таким образом, моделируемый негауссов процесс можно также представить выходом линейной системы, параметры которой вычисляются по моментным функциям, а на вход подается другой порождающий процесс типа негауссова белого шума. Набор моделей преобразования корреляционной и моментных функций дает более полное описание негауссова случайного процесса моделями линейного предсказания. Ниже получены выражения, позволяющие находить параметры этих моделей.

2 Преобразование моментных функций авторегрессионными системами

Будем называть АР модель линейной системы, с помощью которой можно получить моментную функцию анализируемого негауссова процесса и параметры которой рассчитаны по моментной функции третьего порядка, обобщенной моделью авторегрессии (ОАР) третьего ранга. Модели ОАР, параметры которых находятся по моментным функциям r-го порядка, будем называть моделями ОАР r-го ранга.

Найдем выражения для расчета параметров модели ОАР третьего ранга из операторных уравнений преобразования моментных функций случайного процесса типа негауссова белого шума. Эта модель описывается уравнением

$$\hat{\Phi}_3(\hat{z}_1)x[t] = a_3[t], \tag{9а}$$

где $\hat{\Phi}_3(\hat{z}_1)$ – оператор ОАР третьего ранга вида

$$\hat{\Phi}_3(\hat{z}_1) = -\sum_{i=0}^{p} \Phi_3[i]\hat{z}_1^{-i}, \Phi_3[0] = 1,$$

где $\Phi_3[i]$ – коэффициенты ОАР; p – порядок модели ОАР; $a_3[t]$ – ошибка предсказания модели ОАР третьего ранга, удовлетворяющая условию $E\{a_3[t]a_3[t-j]a_3[t-l]\} = 0$, $l \ge 0$, $j > 0$, т. е. равенству нулю моментной функции третьего порядка.

Рассмотрим случай, когда свободные индексы моментных функций удовлетворяют условиям $l \ge 0$, $j > 0$. Тогда, перемножив правые и левые части уравнения (9а) и уравнений

$$\hat{\Phi}_3(\hat{z}_2)x[t-j] = a_3[t-j], \tag{9б}$$

$$\hat{\Phi}_3(\hat{z}_3)x[t-l] = a_3[t-l], \tag{9в}$$

после усреднения получим

$$\hat{\Phi}_3\left(\hat{z}_2^{-1}\hat{z}_1^{-1}\right)\hat{\Phi}_3(\hat{z}_2)\hat{\Phi}_3(\hat{z}_1)m_3[j, j-l] = 0, \tag{10}$$

где оператор ОАР имеет вид

$$\hat{\Phi}_3(\hat{z}_2^{-1}\hat{z}_1^{-1}) = -\sum_{i=0}^{p} \Phi_3[i]\hat{z}_2^{+i}\hat{z}_1^{+i};$$

$m_3[j, j-l]$ – моментная функция третьего порядка негауссова случайного процесса. Для сокращения записи будем опускать постоянный нулевой сдвиг у моментной функции стационарного процесса и использовать обозначение $m_3[0, j, j-l] = m_3[j, j-l]$.

Докажем, что уравнение (10) эквивалентно уравнению

$$m_3[j, j-l] - \sum_{i=1}^{p} \Phi_3[i] m_3[j-i, j-l] = 0. \tag{11}$$

Представим уравнение (10) в виде

$$\hat{\Phi}_3\left(\hat{z}_2^{-1}\hat{z}_1^{-1}\right)\left[\left(m_3[j, j-l] - \sum_{i=1}^{p} \Phi_3[i] m_3[j-i, j-l]\right) - \Phi_3[2]\,\hat{z}_2^{-1} \times\right.$$

$$\left. \times\left(m_3[j, j-l] - \sum_{i=1}^{p} \Phi_3[i] m_3[j-i, j-l]\right) - \ldots - \Phi_3[p]\,\hat{z}_2^{-p}\left(m_3[j, j-l] - \sum_{i=1}^{p} \Phi_3[i] m_3[j-i, j-l]\right)\right] = 0.$$

Если в этом уравнении выражения в круглых скобках равны нулю, т.е. верно (11), то действие операторов $\hat{z}_2^{+n}$ и $\hat{\Phi}_3\left(\hat{z}_2^{-1}\hat{z}_1^{-1}\right)$ не нарушит справедливость этих уравнений. Это утверждение справедливо в силу указанной выше инвариантности уравнения (11) относительно сдвигов свободных индексов.

Для получения системы уравнений (11) можно использовать различные фиксированные значения l. Заметим, что параметры $\Phi_3[i]$ операторов $\hat{\Phi}_3(\hat{z}_n)$, $n=1,2,3$ уравнения (9) не зависят от сдвига l, так же как и параметры $\Phi_2[i]$ в (2) не зависят от j. Это утверждение следует из условия стационарности случайного процесса. Поэтому решения уравнения (10) относительно параметров $\Phi_3[i]$ не должны зависеть от выбора сдвига l. Однако рассчитанные параметры $\Phi_3[i]$ будут несколько отличаться для разных l. Это объясняется неточностью оценок моментных функций для разных сдвигов l.

Найдем выражение, связывающее моменты случайного процесса и ошибки предсказания. Положим, что $j=l=0$. Тогда из (13) следует

$$\hat{\Phi}_3\left(\hat{z}_2^{-1}\hat{z}_1^{-1}\right)\hat{\Phi}_3(\hat{z}_2)\hat{\Phi}_3(\hat{z}_1)m_3 = m_{3a}, \tag{12}$$

где $m_3 = E\{(x[t])^3\}$ и $m_{3a} = E\{(a_3[t])^3\}$ являются моментами третьего порядка негауссова процесса и негауссова белого шума соответственно. Это уравнение можно преобразовать к виду

$$\begin{aligned}&\hat{\Phi}_3\left(\hat{z}_2^{-1}\hat{z}_1^{-1}\right)\left[\left(m_3 - \sum_{i=1}^{p}\Phi_3[i]m_3[i,i]\right) - \Phi_3[1]\hat{z}_2^{-1}\left(m_3 - \sum_{i=1}^{p}\Phi_3[i]m_3[i,i]\right) - \ldots -\right.\\ &\left.-\Phi_3[p]\hat{z}_2^{-p}\left(m_3 - \sum_{i=1}^{p}\Phi_3[i]m_3[i,i]\right)\right] = m_{3a}.\end{aligned} \tag{13}$$

Тогда в случае, если справедливо выражение

$$m_3 - \sum_{k=1}^{p}\Phi_3[k]m_3[k,k] = m_{3a},$$

выполняется соотношение (12). Это следует из того, что все выражения в круглых скобках в (13) равны m_{3a}, а операторы $\hat{z}_2^{-n}$ и $\hat{\Phi}_3\left(\hat{z}_2^{-1}\hat{z}_1^{-1}\right)$ приводят к сдвигу нулевых индексов в m_{3a}. Как отмечалось выше, моментная функция ошибки предсказания, в случае не равных нулю сдвигов, равна нулю.

Таким образом показано, что из уравнений преобразования моментных функций третьего порядка негауссова случайного процесса и белого шума системой, описываемой моделью ОАР третьего ранга, можно получить выражения для расчета параметров модели. Используя аналогичные рассуждения, можно получить выражения для расчета параметров моделей ОАР произвольного ранга.

3 Преобразование корреляционных функций системами скользящего среднего

Используя уравнения преобразования корреляционной функции ошибки предсказания линейной системой, описываемой моделью скользящего среднего (СС), получим выражение для расчета параметров этой модели. В основе модели СС лежит разностное уравнение

$$x[t] = \hat{Q}_2(\hat{z}_1)a_2[t]. \tag{14}$$

Оператор СС имеет вид

$$\hat{Q}_2(\hat{z}_1) = -\sum_{i=0}^{q} Q_2[i]\hat{z}_1^{-i}, \ Q_2[0] = 1,$$

где $Q_2[i]$ – коэффициенты, а q – порядок модели СС второго ранга. Перемножим левые и правые части (14) и уравнения

$$x[t-j] = \hat{Q}_2(\hat{z}_2)a_2[t-j], \ j \ge 0,$$

а затем усредним. Полученное уравнение преобразования корреляционной функции белого шума линейной системой, описываемой моделью СС, имеет вид

$$R[j] = \hat{Q}_2(\hat{z}^{-1})\hat{Q}_2(\hat{z})R_a[j], \tag{15}$$

где оператор СС $\hat{Q}_2(\hat{z}^{-1})$ имеет вид

$$\hat{Q}_2(\hat{z}^{-1}) = -\sum_{i=0}^{q} Q_2[i]\hat{z}^{+i}, \ Q_2[0] = 1.$$

После действия операторов СС на корреляционную функцию белого шума $R_a[j]$ уравнение (15) преобразуется следующим образом

$$R[j] = R_a[j] - \sum_{i=1}^{q} Q_2[i]R_a[j+i] - \sum_{k=1}^{q} Q_2[k]R_a[j-k] + \sum_{i=1}^{q}\sum_{k=1}^{q} Q_2[i]Q_2[k]R_a[j-k+i].$$

Учитывая свойства корреляционной функции белого шума, получаем

$$R[j] = \left(\delta[j] - \sum_{i=1}^{q} Q_2[i]\delta[j+i] - \sum_{k=1}^{q} Q_2[k]\delta[j-k] + \sum_{i=1}^{q}\sum_{k=1}^{q} Q_2[i]Q_2[k]\delta[j-k+i]\right)\sigma_a^2. \tag{16}$$

Рассмотрим случай, когда $j = 0$. Учитывая, что индексы суммирования не могут быть равными нулю, получаем из (15)

$$R[0] = \left(1 + \sum_{k=1}^{q} Q_2^2[k]\right)\sigma_a^2.$$

Это известное выражение [10] связывает дисперсию процесса СС и дисперсию ошибки предсказания.

В случаях, когда $j > 0$, уравнение (16) преобразуется с учетом того, что фильтрующее свойство δ–функции приводит к соотношениям $k = j$ и $i = k - j$. Тогда из (16) имеем

$$R[j] = \left(-Q_2[j] + \sum_{k=1}^{q} Q_2[k-j]Q_2[k]\right)\sigma_a^2, \ j = 1,2,\dots,q, \tag{17а}$$

$$R[j] = 0, \quad j > q. \tag{17б}$$

Полученные соотношения (17) используются для расчета параметров модели СС [10]. Таким образом, операторный метод позволяет получить известные выражения, используя уравнения (15) для преобразования корреляционной функции белого шума системой, описываемой моделью СС.

4 Преобразование моментных функций системами скользящего среднего

Разностное уравнение, описывающее процесс обобщенного скользящего среднего (ОСС) третьего ранга, имеет вид

$$x[t] = \hat{Q}_3(\hat{z}_1)a_3[t], \tag{18}$$

где $\hat{Q}_3[\hat{z}_1]$ – оператор модели ОСС третьего ранга; $a_3[t]$ – ошибка предсказания модели ОСС третьего ранга, удовлетворяющая условию

$$E\{a_3[t]a_3[t-j]a_3[t-l]\} = 0\,,\ l \geq 0,\ j > 0\,.$$

Покажем, что из операторного уравнения (18) можно найти выражения для расчета параметров модели ОСС третьего ранга, которые рассчитываются по моментным функциям третьего порядка. Перемножим левые и правые части (18) и уравнений

$$x[t-j] = \hat{Q}_3(\hat{z}_2)a_3[t-j]\,,\ x[t-l] = \hat{Q}_3(\hat{z}_3)a_3[t-l]\,,\ j \geq 0\,,\ l \geq 0\,,$$

а затем усредним. Операторное уравнение преобразования моментной функции третьего порядка негауссова порождающего процесса типа белого шума принимает вид

$$m_3[j, j-l] = \hat{Q}_3(\hat{z}_2^{-1}\hat{z}_1^{-1})\hat{Q}_3(\hat{z}_2)\hat{Q}_3(\hat{z}_1)m_{3,a}[j, j-l], \tag{19}$$

где оператор ОСС имеет вид

$$\hat{Q}_3(\hat{z}_2^{-1}\hat{z}_1^{-1}) = -\sum_{i=0}^{q} Q_3[i]\hat{z}_2^{+i}\hat{z}_1^{+i}\,.$$

Тогда из (19) после действия операторов ОСС получаем выражение

$$\begin{aligned} m_3[j, j-l] &= m_{3a}[j, j-l] - \sum_{i=1}^{q} Q_3[i]m_{3a}[j, j-l-i] - \sum_{n=1}^{q} Q_3[n]m_{3a}[j-n, j-l] - \\ &- \sum_{k=1}^{q} Q_3[k]m_{3a}[j+k, j-l+k] + \sum_{i,n=1}^{q} Q_3[i]Q_3[n]m_{3a}[j-n, j-l-i] + \\ &+ \sum_{k,i=1}^{q} Q_3[k]Q_3[i]m_{3a}[j+k, j-l-i+k] + \sum_{k,n=1}^{q} Q_3[k]Q_3[n]m_{3a}[j-n+k, j-l+k] - \\ &- \sum_{k,i,n=1}^{q} Q_3[k]Q_3[i]Q_3[n] \times m_{3a}[j-n+k, j-l-i+k]. \end{aligned} \tag{20}$$

При преобразовании выражения (20) следует учитывать, что моментная функция третьего порядка белого шума удовлетворяет соотношению

$$m_{3a}[j-i, j-l] = E\{a_3[t-i]a_3[t-j]a_3[t-l]\} = m_{3a}\delta[j-i]\delta[j-l].$$

Рассмотрим случай, когда свободные индексы равны нулю, т.е. $j = l = 0$. Так как индексы суммирования $i, n, k > 0$, то лишь первый и последний члены выражения (20) не равны нулю. Тогда уравнение (20) приводится к выражению, связывающему моменты третьего порядка негауссова случайного процесса и ошибки предсказания,

$$m_3 = (1 - \sum_{k=1}^{q} Q_3^3[k])m_{3a}\,. \tag{21}$$

Остановимся на случае, когда $j > 0$, $l \geq 0$. Учитывая фильтрующее свойство δ – функции в уравнении (20), приходим к выражению

$$m_3[j,j-l]=(Q_3[j]Q_3[j-l]+Q_3[l]Q_3[l-j]- \\ -\sum_{i=1}^{q}Q_3[i]Q_3[i-j]Q_3[i-l]-Q_3[j]\delta[j-l])m_{3a}. \quad (22)$$

Для расчета параметров обобщенной модели ОСС используется система уравнений (21) и (22). Следовательно, из выражений для преобразования моментных функций белого шума системой, описываемой моделью ОСС третьего ранга, получаются нелинейные соотношения для оценки параметров этой модели. Параметры модели ОСС не должны зависеть от сдвига l. Однако из-за неточности оценок моментных функций параметры модели ОСС, найденные при различных l, могут несколько отличаться.

Заключение

Используемый метод получения выражений, описывающих модели линейного предсказания, легко распространить также на случай обобщенных моделей четвертого и произвольного ранга. Новый подход к синтезу обобщенных моделей линейного предсказания показывает, что уравнения для оценки коэффициентов этих моделей получаются из выражений преобразования моментных функций дискретными линейными дифференциальными системами. Эти уравнения можно получить, если положить, что на вход системы подаётся негауссов белый шум. Применение операторов ОАР и ОСС позволяет несколько формализовать и упростить вывод уравнений, описывающих модели линейного предсказания.

При построении моделей линейного предсказания, как правило, задан случайный процесс, а не параметры формирующей системы. Полученные выражения позволяют находить параметры формирующих фильтров линейного предсказания. Порядок моделей третьего и высших рангов оценивается по близости к нулю моментных функций ошибок предсказания.

В дальнейших исследованиях представленные результаты могут быть использованы для построения моделей линейного предсказания негауссовых случайных процессов, получения параметрических спектральных оценок высших порядков.

Список литературы: 1. *Коротаев Г.А.* Эффективный алгоритм кодирования речевого сигнала на скорости 4,8 кбит/с и ниже // Зарубежная радиоэлектроника. 1996. №3. С. 57 – 68. 2. *Haykin S.* Radar signal processing // IEEE ASSP Magazine 1985. Vol. 2. P. 2 – 18. 3. *Куреши Ш.У.Х.* Адаптивная коррекция // ТИИЭР. 1985. Т. 73, № 9. С. 5 – 49. 4. *Марпл – мл. С. Л.* Цифровой спектральный анализ и его приложения. М.: Мир, 1990. 584 с. 5. *Кунченко Ю.П.* Нелинейная оценка параметров негауссовских радиотехнических сигналов. К.: Вища шк., 1987. 191 с. 6. *Валеев В.Г., Данилов В.А.* Оптимальное обнаружение сигналов на фоне негауссовских коррелированных радиопомех // Радиоэлектроника. 1991. № 7. С. 30 – 34. (Изв. высш. учебн. заведений). 7. *Малахов А.Н.* Кумулянтный анализ случайных негауссовых процессов и их преобразований. М.: Сов. радио, 1978. 376 с. 8. *Шелухин О.И. Беляев И.В.* Негауссовские процессы. СПб.: Политехника, 1992. 312 с. 9. *Тихонов В.И.* Статистическая радиотехника. М.: Радио и связь, 1982. 624 с. 10. *Бокс Дж., Дженкинс Г.* Анализ временных рядов: Пер. с. англ. М.: Мир, 1974. Вып. 1. 406 с.

Харьковский национальный университет радиоэлектроники

Поступила в редколлегию 27.10.2003