

РАДИОТЕХНИКА, РАДИОЛОКАЦИЯ И СИСТЕМЫ СВЯЗИ

УДК 621.37:51-74

**ПАРАМЕТРИЧЕСКИЙ СПЕКТРАЛЬНЫЙ АНАЛИЗ
УНИМОДАЛЬНЫХ ПО СПЕКТРУ ЗАШУМЛЕННЫХ СИГНАЛОВ****В. Г. Андреев**, д.т.н., профессор кафедры РТС РГРТУ; andrejev.v.g@rsreu.ru**Н. Л. Чан**, аспирант кафедры РТС РГРТУ; ngoclucryazan@gmail.ru

Предложен и исследован метод восстановления коэффициентов дискретной автокорреляционной функции случайных унимодальных по спектру сигналов с неизвестной формой спектральной плотности мощности. Цель работы — разработка методики повышения точности спектрального оценивания сигналов при априорной неопределённости формы их спектральной моды. Метод базируется на оценке оптимального значения весового коэффициента α , характеризующего долю гауссовской и долю $(1-\alpha)$ резонансной составляющих в огибающей унимодального спектра. Оценка коэффициента α даёт возможность восстановить искаженные шумами коэффициенты автокорреляции случайного процесса для повышения качества его спектрального оценивания. Экспериментальные исследования показали, что предлагаемый метод дает возможность уменьшать в 4...10 раз невязку между контрольным и оцениваемым спектрами по сравнению с известными подходами к параметрическому спектральному анализу, в частности с методом авторегрессии. Увеличение адекватности спектрального оценивания даёт возможность сократить в 4...5 раз длину анализируемой временной выборки при сохранении достигаемой другими известными параметрическими методами точности. Выигрыши достигаются за счёт использования априорной информации о спектральных свойствах процесса.

Ключевые слова: спектр, спектральное оценивание, дискретная автокорреляционная функция, автокорреляционная последовательность, авторегрессионная модель, авторегрессия, спектральная плотность мощности, MUSIC, параметрические оценки.

DOI: 10.21667/1995-4565-2016-57-3-3-8

Введение

В настоящее время в различных областях радиотехники существует проблема компенсации влияния шумов, осложняющих спектральное оценивание квазистационарных сигналов. Решение этой задачи характерно, в частности, для параметрического спектрального анализа, основанного на восстановленных коэффициентах автокорреляционной функции [1]. Подобное восстановление возможно, например, в тех прикладных областях, в которых спектральная плотность мощности исходных, неподверженных влиянию шумов, сигналов имеет унимодальный вид с частично известными параметрами спектральной моды, например её шириной. К таким областям можно, в частности, отнести обработку и оценивание параметров отражений электромагнитных волн от протяжённых объектов (гидрометеоров, подстилающей поверхно-

сти), техническую и медицинскую диагностику.

Известные подходы к параметрическому спектральному анализу сигналов основаны на оценке коэффициентов их дискретной автокорреляционной функции (автокорреляционной последовательности) с последующим построением параметрической модели. На этом принципе базируется, например, метод спектрального анализа MUSIC (Multi-Signal Classification) [2, 3] и методы, предполагающие решение уравнения Юла – Уолкера [3].

Вместе с тем, как будет показано ниже, существует возможность путём оценивания оптимального значения весового коэффициента α , характеризующего долю гауссовской и долю $(1-\alpha)$ резонансной составляющих в огибающей унимодального спектра, компенсировать деструктивное воздействие аддитивного белого гауссовского шума на автокорреляционные свойства экспериментального полезного сигнала.

Отметим, что неточные оценки коэффициентов автокорреляции приводят к существенно ухудшению качества параметрического спектрального оценивания [4]. На основе восстановленных коэффициентов автокорреляции удаётся построить более адекватные оценки спектральной плотности мощности (СПМ), например с помощью авторегрессионных подходов [4], и сопоставить полученные результаты с известными методами решения проблемы компенсации воздействия шума на полезный сигнал. Сопоставление целесообразно осуществить по формальному критерию, который может быть охарактеризован, например, среднеквадратическим отклонением полученных спектральных оценок s от контрольного спектра c [5, 6]. Под контрольным спектром c подразумевается спектральная оценка по незашумлённым данным.

Отметим, что обычно для повышения спектрального разрешения, особенно при существенных ограничениях на длительность наблюдений, используют авторегрессионную (АР) модель, применяя параметрический подход к оценке спектра [3, 7, 8]. Поскольку в работе рассматриваются достаточно узкополосные процессы с небольшой относительной шириной ΔFT спектра ($\Delta FT < 0,3$), то в качестве параметрического метода спектрального оценивания эффективно использование АР-модели оптимизируемого порядка p [3, 9].

Теоретическая часть

При воздействии аддитивного белого гауссовского шума на полезный сигнал автокорреляционная матрица \mathbf{R} наблюдаемого случайного процесса представляется суммой его коррелированной $\check{\mathbf{R}}$ и некоррелированной $P_n \mathbf{I}$ компонент соответственно:

$$\mathbf{R} = \check{\mathbf{R}} + P_n \mathbf{I}, \quad (1)$$

где $\check{\mathbf{R}}$ — нормированная к единичной дисперсии $[(p+1) \times (p+1)]$ -мерная автокорреляционная матрица полезного сигнала, \mathbf{I} — $[(p+1) \times (p+1)]$ -мерная единичная матрица, P_n — относительная мощность шума. Отметим, что матрица \mathbf{R} для рассматриваемого квазистационарного мешающего процесса является эрмитовой и теплицевой. Поэтому структура матрицы \mathbf{R} имеет ленточный вид [10]:

$$\mathbf{R} = \begin{bmatrix} 1 + P_n & \check{R}_1^* & \dots & \check{R}_p^* \\ \check{R}_1 & 1 + P_n & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \check{R}_1^* \\ \check{R}_p & \dots & \check{R}_1 & 1 + P_n \end{bmatrix}, \quad (2)$$

где \check{R}_j — нормированные к дисперсии коррелированной (полезной) составляющей коэффици-

енты автокорреляции j -го порядка; $j=0, 1, \dots, p$; * — знак комплексного сопряжения.

Рассмотрим класс унимодальных по спектру стационарных на интервале наблюдения процессов, имеющих смешанную (гауссовскую и резонансную) форму огибающей спектральной плотности мощности. Известно [5, 10], что при смешанной форме моды спектра модули коэффициентов \check{R}_j автокорреляции подобных процессов сводятся к виду:

$$\check{\mathbf{R}} = \alpha \check{\mathbf{R}}_r + (1 - \alpha) \check{\mathbf{R}}_p, \quad \alpha \in [0; 1], \quad (3)$$

где $\check{\mathbf{R}}_r$ — $[(p+1) \times (p+1)]$ -мерная матрица автокорреляции для гауссовской огибающей спектра, элементы которой

$$\check{R}_{r,j,k} = \exp[-(\pi \Delta FT |j - k|)^2 / 2, 8];$$

$\check{\mathbf{R}}_p$ — $[(p+1) \times (p+1)]$ -мерная матрица автокорреляции для резонансной огибающей при единичной дисперсии унимодального по спектру случайного процесса, элементы которой

$$\check{R}_{p,j,k} = \exp(-\pi \Delta FT |j - k|);$$

$\alpha, (1 - \alpha)$ — доли гауссовской и резонансной составляющих в огибающей унимодального энергетического спектра соответственно; $j, k=0, 1, \dots, p$.

Для компенсации деструктивного воздействия шума на точность оценки коэффициентов R_j автокорреляции оценим оптимальное значение α при заданной (известной) относительной ширине ΔFT моды спектра. Оптимизацию произведём по критерию минимума квадрата длины E $(p+1)$ -мерного вектора $\boldsymbol{\varepsilon}$ невязки:

$$E = \boldsymbol{\varepsilon}^H \boldsymbol{\varepsilon}, \quad \text{где} \quad (4)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon} = \mathbf{R} \mathbf{i} - \alpha (\check{\mathbf{R}}_r \mathbf{i} + P_n \mathbf{I}) - (1 - \alpha) (\check{\mathbf{R}}_p \mathbf{i} + P_n \mathbf{I}),$$

где \mathbf{i} — $(p+1)$ -мерный крайний левый вектор-столбец единичной матрицы; H — знак комплексного сопряжения и транспонирования.

Выражения (4) описывают оптимизационную функцию:

$$E = \left[\mathbf{R} \mathbf{i} - \alpha (\check{\mathbf{R}}_r \mathbf{i} + P_n \mathbf{I}) - (1 - \alpha) (\check{\mathbf{R}}_p \mathbf{i} + P_n \mathbf{I}) \right]^H \times \times \left[\mathbf{R} \mathbf{i} - \alpha (\check{\mathbf{R}}_r \mathbf{i} + P_n \mathbf{I}) - (1 - \alpha) (\check{\mathbf{R}}_p \mathbf{i} + P_n \mathbf{I}) \right] \rightarrow \min_{\alpha \in [0; 1]}. \quad (5)$$

Для определения оптимального значения α возьмем производную по α от функции (5):

$$\begin{aligned} dE / d\alpha = & 2\alpha \left[(\check{\mathbf{R}}_r + P_n \mathbf{I}) \mathbf{i} - (\check{\mathbf{R}}_p + P_n \mathbf{I}) \mathbf{i} \right]^H \times \\ & \times \left[(\check{\mathbf{R}}_r + P_n \mathbf{I}) \mathbf{i} - (\check{\mathbf{R}}_p + P_n \mathbf{I}) \mathbf{i} \right] - \\ & - 2 \left[(\check{\mathbf{R}}_r + P_n \mathbf{I}) \mathbf{i} - (\check{\mathbf{R}}_p + P_n \mathbf{I}) \mathbf{i} \right]^H \times \\ & \times \left[\mathbf{R} \mathbf{i} - (\check{\mathbf{R}}_p + P_n \mathbf{I}) \mathbf{i} \right]. \end{aligned} \quad (6)$$

Приравняв (6) к нулю, получим оптимальное значение α :

$$\alpha = \left[(\check{\mathbf{R}}_r + P_n \mathbf{I}) \mathbf{i} - (\check{\mathbf{R}}_p + P_n \mathbf{I}) \mathbf{i} \right]^H \times \left[\mathbf{R} \mathbf{i} - (\check{\mathbf{R}}_p + P_n \mathbf{I}) \mathbf{i} \right] \times \left\{ \left[(\check{\mathbf{R}}_r + P_n \mathbf{I}) \mathbf{i} - (\check{\mathbf{R}}_p + P_n \mathbf{I}) \mathbf{i} \right]^H \times \left[(\check{\mathbf{R}}_r + P_n \mathbf{I}) \mathbf{i} - (\check{\mathbf{R}}_p + P_n \mathbf{I}) \mathbf{i} \right] \right\}^{-1} \quad (7)$$

Упростив выражение (7), представим оптимальную величину α в более компактном виде:

$$\alpha = \left[(\check{\mathbf{R}}_r - \check{\mathbf{R}}_p) \mathbf{i} \right]^H \left[\mathbf{R} \mathbf{i} - (\check{\mathbf{R}}_p + P_n \mathbf{I}) \mathbf{i} \right] \times \left\{ \left[(\check{\mathbf{R}}_r - \check{\mathbf{R}}_p) \mathbf{i} \right]^H \left[(\check{\mathbf{R}}_r - \check{\mathbf{R}}_p) \mathbf{i} \right] \right\}^{-1} \quad (8)$$

Отметим, что используя полученное из (8) значение α , можно восстановить коэффициенты \check{R}_j автокорреляции анализируемого случайного процесса. Ниже подтверждается эффективность подобного восстановления и его положительное влияние на точность спектральных оценок унитарных по спектру процессов с априорно неизвестной формой спектральной плотности мощности.

Экспериментальные исследования

На рисунке 1 приведены результаты спектрального оценивания с помощью параметрических методов в условиях сильных зашумлений (отношение P_n мощностей исследуемого коррелированного сигнала и аддитивного белого шума составляет $P_n=10^{-2}$). Относительная ширина ΔFT спектральной моды принята равной 10 % от всего наблюдаемого спектра частот ($\Delta FT=0,1$). Такое значение величины ΔFT соответствует типичным радиоотражениями от облачности [11, 12] для сантиметрового импульсной радиолокационной системы при низкой частоте повторения зондирующих импульсов [7, 9].

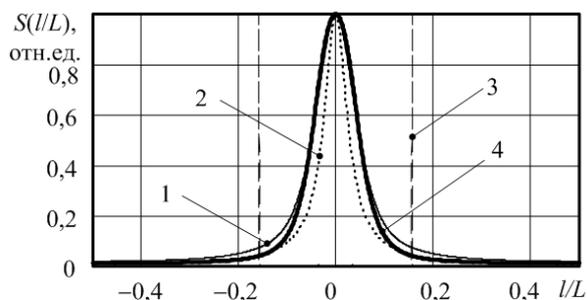


Рисунок 1 — Оценки спектральных плотностей мощности

На рисунке 1 введены следующие условные обозначения: $S(l/L)$ – нормированная к своему максимальному значению спектральная плот-

ность мощности в относительных единицах; l/L – относительная частота, численно равная отношению номера l текущего спектрального отсчета к общему числу L спектральных отсчетов ($L=1024$); сплошная тонкая кривая 1 – контрольный спектр (СПМ, полученная по теоретическим данным с помощью AP-модели тридцатого порядка); точечная кривая 2 – СПМ, полученная с помощью известной AP-модели [3]; пунктирная кривая 3 – СПМ, полученная на основе метода MUSIC [2]; сплошная жирная кривая 4 – оценка спектра с помощью предлагаемого подхода. Кривые 2, 3, 4 получены при одинаковом порядке $p=5$ сопоставляемых методов параметрического спектрального анализа.

При анализе рисунка 1 можно прийти к заключению о том, что качество оценивания спектра предлагаемым подходом лучше, чем известными параметрическими методами.

Для объективной оценки эффективности сопоставляемых способов спектрального анализа сформируем вектор $\mathbf{\epsilon}_s$ невязки между L -мерными векторами отсчетов спектральных плотностей мощности:

$$\mathbf{\epsilon}_s = \mathbf{c} - \mathbf{s}, \quad (9)$$

где \mathbf{c} – L -мерный вектор СПМ контрольной модели, в качестве которой используется энергетический спектр, полученный с помощью AP-модели большого ($p=30$) порядка при неограниченной выборке $M \rightarrow \infty$ (приняты рассчитанные теоретически коэффициенты корреляции); \mathbf{s} – L -мерный вектор СПМ, полученный сопоставляемыми с контрольной моделью методами.

В качестве критерия адекватности принята нормированная величина E_s квадрата длины L -мерного вектора-столбца $\mathbf{\epsilon}_s$ невязки:

$$E_s = \mathbf{\epsilon}_s^T \mathbf{\epsilon}_s / L. \quad (10)$$

Результаты сравнения адекватности спектрального оценивания при использовании различных подходов сведены в таблицу 1. Данные получены при длине M выборки, по которой производилось оценивание автокорреляционной матрицы \mathbf{R} , $M=1000$.

Таблица 1 — Сравнение адекватности методов

Метод	MUSIC	AP	Предлагаемый
Невязка E_s	0,079	$5,653 \cdot 10^{-3}$	$5,677 \cdot 10^{-4}$

При анализе данных, сведенных в таблицу 1, можно сделать вывод о том, что нормированный квадрат длины E_s вектора $\mathbf{\epsilon}_s$ невязки, рассчитанный по выражениям (9), (10), у предлагаемого подхода имеет приблизительно в 10 раз меньшую величину, чем у известной AP-модели и в 139 раз, чем у метода MUSIC.

Проанализируем влияние аддитивного белого гауссовского шума на адекватность спектрального оценивания описанного выше коррелированного процесса (см. таблицу 2).

Таблица 2 — Сравнение адекватности методов

Метод P_n	MUSIC	АР	Предлагаемый
10^{-3}	0,079	$2,619 \cdot 10^{-3}$	$3,672 \cdot 10^{-4}$
10^{-4}	0,079	$2,115 \cdot 10^{-3}$	$3,262 \cdot 10^{-4}$
10^{-5}	0,077	$1,614 \cdot 10^{-3}$	$3,161 \cdot 10^{-4}$

При формировании приведенной в таблице 2 зависимости величины E_s от относительной мощности P_n некоррелированного шума были приняты следующие параметры: $L=1024$; $\Delta FT=0,1$; $p=5$ и $M=1000$.

Анализ данных, приведённых в таблице 2, показал, что нормированные квадраты длин E_s векторов ϵ_s невязки для спектрального оценивания известными методами авторегрессии и MUSIC в широком диапазоне изменений относительной мощности $P_n=[10^{-5}; 10^{-2}]$ шума имеют большие значения и, следовательно, низкие адекватности по сравнению с предлагаемым подходом. Так, например, при $P_n=10^{-5}$ выигрыши по критерию (10) у предлагаемого подхода к оценке спектра достигают 243 раз по сравнению с методом MUSIC и 5 раз по сравнению с известным АР-подходом.

Проанализируем результаты спектрального оценивания при увеличении относительной ширины ΔFT спектра в два раза ($\Delta FT=0,2$) и $P_n=10^{-2}$ (см. рисунок 2).

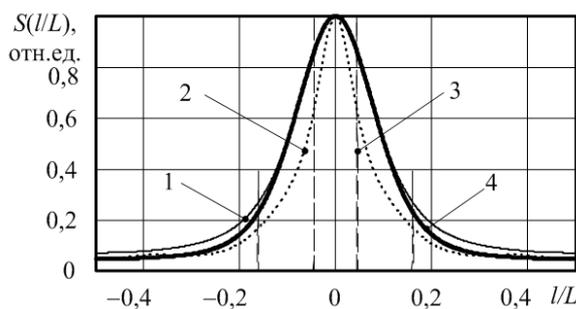


Рисунок 2 — Оценки спектральных плотностей мощности

На рисунке 2 использованы аналогичные принятым на рисунке 1 условные обозначения: сплошная тонкая кривая 1 — контрольный спектр; точечная кривая 2 — СПМ, полученная с помощью известной АР-модели; пунктирная кривая 3 — СПМ, полученная на основе метода MUSIC; сплошная жирная кривая 4 — оценка спектра с помощью предлагаемого подхода.

Из анализа рисунка 2 видно, что преимуще-

ства предлагаемого подхода сохраняются с ростом относительной ширины ΔFT спектра исследуемого процесса. Качество оценивания спектра предлагаемой методикой лучше, чем у метода MUSIC и известного АР-метода с аналогичными значениями $p=5$, $M=1000$ и относительной мощности шума $P_n=10^{-2}$.

Для объективной оценки эффективности описания широкополосных ($\Delta FT=0,2$) процессов сопоставим нормированные квадраты длин E_s векторов невязок между оцениваемыми и контрольным спектрами. Компьютерные эксперименты показали, что в данном случае квадрат длины E_s вектора невязки у предлагаемой модели ($E_s=1,855 \cdot 10^{-3}$) имеет в 85 раз меньшую величину, чем у метода MUSIC ($E_s=0,159$) и в 4 раза меньшую величину, чем у классической АР-модели ($E_s=7,553 \cdot 10^{-3}$) тех же порядков ($p=5$).

Проанализируем влияние порядка p моделей на адекватность спектрального оценивания (см. таблицу 3) с аналогичными первому примеру значениями $M=1000$, $L=1024$, $P_n=10^{-2}$, $\Delta FT=0,1$ (см. рисунок 1).

Таблица 3 — Сравнение адекватности методов

Методы p	MUSIC	АР	Предлагаемый
3	0,076	$7,461 \cdot 10^{-3}$	$1,401 \cdot 10^{-5}$
5	0,079	$5,653 \cdot 10^{-3}$	$5,677 \cdot 10^{-4}$
7	0,077	$2,818 \cdot 10^{-3}$	$1,323 \cdot 10^{-4}$
9	0,077	$2,716 \cdot 10^{-3}$	$1,086 \cdot 10^{-4}$

Из анализа таблицы 3 видно, что адекватность предлагаемого подхода и известного АР-метода увеличиваются с ростом порядка p моделей, а у метода MUSIC адекватность почти не изменяется при наращивании числа используемых для спектрального оценивания коэффициентов R_j , \hat{R}_j автокорреляции, $j=0, 1, \dots, p$.

Исследуем влияние длины M выборки на адекватность спектрального оценивания предлагаемым подходом с аналогичными предыдущим значениями $p=5$, $L=1024$, $\Delta FT=0,1$ и относительной мощности шума $P_n=10^{-2}$.

На рисунке 3 представлены зависимости нормированных квадратов длин E_s векторов ϵ_s невязки между оцениваемыми разными методами спектральными характеристиками и контрольным спектром, причем пунктирной линией 1 отражена зависимость $E_s(M)$ для АР-подхода; точечной линией 2 — для оценивания способом MUSIC; сплошной линией 3 — для предлагаемого метода.

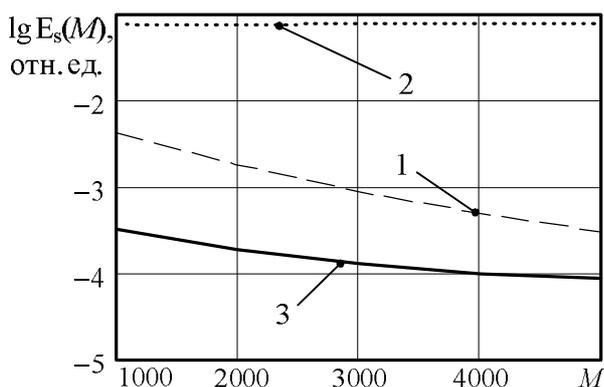


Рисунок 3 — Логарифмические зависимости длины вектора невязки от длины выборки

Из приведенных на рисунке 3 зависимостей следует, что точность E_s спектрального оценивания при одинаковой длине M выборки выше у предлагаемого метода, чем у известных подходов. Так, например, при $M=3000$ выигрыш перед известной АР-моделью составляет более 5 раз, что даёт возможность при сохранении заданной адекватности модели сократить число M используемых для спектрального оценивания временных отсчётов. В приведённом на рисунке 3 примере при заданной точности спектрального оценивания $\lg E_s < -3,5$ удаётся сократить в 4...5 раз длину M обучающей выборки по сравнению с известным АР-методом.

Заключение

Таким образом, предложен и исследован метод восстановления коэффициентов дискретной автокорреляционной функции случайных унимодальных по спектру сигналов с неизвестной формой спектральной плотности мощности. Метод основан на оценке оптимального значения весового коэффициента α , характеризующего долю гауссовской и долю $(1-\alpha)$ резонансной составляющих в огибающей унимодального спектра. Оценка коэффициента α позволяет восстановить искаженные шумами коэффициенты R_j автокорреляции случайного процесса для повышения качества его спектрального оценивания. Эксперименты показали (см. таблицы 1-3 и рисунки 1-), что предлагаемый подход дает возможность уменьшить в 4...10 раз относительную длину E_s вектора ϵ_s невязки между контрольным s и модельным \hat{s} спектрами по сравнению с известными параметрическими методами спектрального оценивания того же порядка p , в частности АР-методом. Повышение адекватности спектрального оценивания даёт возможность сократить в несколько раз длину M временного ряда, который подвергается параметрическому спектральному анализу при сохранении его точности. Так, при заданной величине $\lg E_s < -3,5$

квадрата длины вектора ϵ_s невязки между оцениваемым s и контрольным \hat{s} спектрами удаётся сократить в 4...5 раз длину M обучающей выборки по сравнению с известным АР-методом.

Работа поддержана грантом (государственный регистрационный номер 01201461760) Министерства образования и науки Российской Федерации, задача № 2014/178 (код проекта 881).

Библиографический список

1. Андреев В. Г., Чан Н. Л., Белокуров В. А. Параметрический спектральный анализ зашумленных сигналов с гауссовской формой спектра // Вестник Рязанского государственного радиотехнического университета. 2016. № 55. С. 16-21.
2. Stoica P., Nehorai A. MUSIC, maximum likelihood, and Cramer – Rao bound // IEEE Trans. Acoust., Speech., Signal Processing. 1989. V. ASSP – 37, No. 5. P. 720-741.
3. Марпл-мл. С. Л. Цифровой спектральный анализ и его приложения: пер. с англ. М.: Мир, 1990. 584 с.
4. Андреев В. Г., Чан Н. Л. Синтез модифицированной переопределённой авторегрессионной модели по короткой выборке случайного процесса // Вестник Рязанского государственного радиотехнического университета. 2016. № 54. С. 45-49.
5. Кошелев В. И. АРСС-модели случайных процессов. Прикладные задачи синтеза и оптимизации. М.: Радио и связь, 2002. 112 с.
6. Андреев В. Г. Оптимизация авторегрессионных моделей радиоотражений // Вестник Рязанского государственного радиотехнического университета. 2011. № 35. С. 12-15.
7. Андреев В. Г., Нгуен В. Ш. Параметрическое моделирование коррелированных радиоотражений для анализа эффективности обработки эхо-сигналов // Вестник Рязанского государственного радиотехнического университета. 2006. № 18. С. 40-45.
8. Кошелев В. И., Андреев В. Г. Синтез АРСС-моделей эхо-сигналов // Изв. вузов. Радиоэлектроника. 1993. Т.36. №7. С. 8-13.
9. Андреев В. Г., Нгуен Ш. В. Оптимизация фильтров моделирования мешающих радиоотражений для исследования систем первичной обработки эхо-сигналов // Известия высших учебных заведений. Радиоэлектроника. 2006. Т. 49. № 10. С. 69-76.
10. Тихонов В. И. Статистическая радиотехника. М.: Сов. радио, 1966. 677 с.
11. Горелик А. Г., Коломиец С. Ф., Куприянов П. В. Форма спектра рассеянного поля как источник информации о рассеивающей среде и протекающих в ней динамических процессах // Научный вестник МГТУ ГА. Серия «Радиофизика и электроника». 2012. Вып. 176. С. 18.
12. Коломиец С. Ф. Интерпретация Z-R соотношения в дождях на конечных периодах времени измерения с учетом условий рассеяния Ми // Успехи современной радиоэлектроники. 2007. № 12. С. 51-61.

UDC 621.37:51-74

PARAMETRIC SPECTRAL ANALYSIS OF UNIMODAL SPECTRUM FOR NOISY SIGNALS

V. G. Andreyev, PhD (technical sciences), professor, RSREU, Ryazan, andreyev.v.g@rsreu.ru

H. L. Tran, post-graduate student, RSREU, Ryazan, ngoclucryazan@gmail.ru

We proposed and investigated a method of restoring autocorrelation coefficients of discrete autocorrelation function of random signals with unimodal spectrum and an unknown form of power spectral density. The aim is to develop methods for improvement of accuracy of spectral estimation of signals with a priori uncertainty of their shapes of unimodal spectrum. The method is based on finding the optimum value of a weighting factor, which characterizes Gaussian shape and $(1-\alpha)$ for resonance shape of unimodal spectrum envelope. Experiments show that the proposed approach makes it possible to reduce 4...10 times the discrepancy between control and model spectrums as compared to the known methods of spectral analysis, in particular, AR method. Increasing the adequacy of spectral estimation makes it possible to reduce 4 ... 5 times the length of the time sample while maintaining achievable accuracy of spectral estimation by other known parametric methods. Increasing of adequacy is achieved through the use of a priori information about spectral properties of signals.

Key words: spectrum, spectral estimation, restoration of autocorrelation coefficients, autoregressive model, autoregression, power spectral density, MUSIC.

DOI: 10.21667/1995-4565-2016-57-3-3-8

References

1. **Andreyev V. G., Tran N. L., Belokurov V. A.** Parametricheskii spektral'nyy analiz zashumlennykh signalov s gaussovskoy formoy spektra // Vestnik Ryazanskogo gosudarstvennogo radiotekhnicheskogo universiteta. 2016. № 55. pp. 16-21.
2. **Stoica P., Nehorai A.** MUSIC, maximum likelihood, and Cramer – Rao bound // IEEE Trans. Acoust., Speech., Signal Processing. 1989. V. ASSP – 37, Vol. 5. pp. 720-741.
3. **Marple-mI. S. L.** Tsifrovoy spektral'nyy analiz i yego prilozheniya: per. s angl. M.: Mir, 1990. 584 p.
4. **Andreyev V. G., Tran N. L.** Sintez modifitsirovannoy pereopredelonnoy avtoregressionnoy modeli po korotkoy vyborke sluchaynogo protsessa // Vestnik Ryazanskogo gosudarstvennogo radiotekhnicheskogo universiteta. 2016. no. 54. S. 45-49.
5. **Koshelev V. I.** ARSS-modeli sluchaynykh protsessov. Prikladnyye zadachi sinteza i optimizatsii. M.: Radio i svyaz', 2002. 112 p.
6. **Andreyev V. G.** Optimizatsiya avtoregressionnykh modeley radio otrazheniy // Vestnik Ryazanskogo gosudarstvennogo radiotekhnicheskogo universiteta. 2011. Vol. 35. pp. 12-15.
7. **Andreyev V. G., Nguyen V. S.** Parametricheskoye modelirovaniye korrelirovannykh radio otrazheniy dlya analiza effektivnosti obrabotki ekho-signalov // Vestnik Ryazanskogo gosudarstvennogo radiotekhnicheskogo universiteta. 2006. Vol. 18. pp. 40-45.
8. **Koshelev V. I., Andreev V. G.** Sintez ARSS-modeley echo-signalov // Izv. vuzov. Radioelektronika. 1993. Vol. 7. pp. 8-13.