

ПАРАМЕТРИЧЕСКИЙ СПЕКТРАЛЬНЫЙ АНАЛИЗ КУСОЧНО-СТАЦИОНАРНЫХ РАДИОТЕХНИЧЕСКИХ СИГНАЛОВ С УЧЕТОМ ВОЗДЕЙСТВИЯ ШУМА НА КОРРЕЛЯЦИОННЫЕ СВОЙСТВА

Андреев В.Г., д.т.н., доцент, профессор кафедры РТС РГПТУ, e-mail: andrejev.v.g@rsreu.ru;
Чан В.А., аспирант кафедры РТС РГПТУ, e-mail: mrtran1910@gmail.com

PARAMETRIC SPECTRAL ANALYSIS OF PIECE-STATIONARY RADIOENGINEERING SIGNALS TAKING INTO ACCOUNT THE EFFECT OF NOISE ON CORRELATION PROPERTIES

Andrejev V.G., Tran V.A.

We proposed and investigated a method of spectral analysis of piecewise-stationary processes with correction of estimates of correlation matrices is proposed and investigated to take into account the influence of changing power of additive noise. The aim of the work is to increase the computational efficiency of analysis algorithms and the accuracy of spectral estimation of radioengineering signals on the background of piecewise-stationary noises. Based on an estimate of the optimal value of the correction value based on an estimate of the noise power P_n , the proposed method makes it possible to reduce the influence of non-stationary noise and improve the accuracy of spectral estimates by correcting the autocorrelation coefficients of piecewise stationary random processes. The qualitative indicators of the proposed modified spectral analysis method are compared with the conventional parametric autoregressive method. Experimental studies have shown that when using the proposed approach for spectral estimation, when compared with known autoregressive methods, it is possible to reduce the discrepancy between the control and estimated spectra by 7.4...9 times. When conducting a comparative analysis with a conventional autoregressive model, the decrease in the order of p can reach 2.5...3 times while maintaining the same spectral estimation accuracy. It is confirmed that for the analysis of the spectrum of the studied narrowband radioengineering signals, the relative deviations ΔF of the estimate of dominant frequency are significantly (up to 6 times) reduced by using the proposed modified method in comparison with the autoregressive method. Winnings are achieved through the use of a priori information about the time-varying power of the interfering process.

Key words: piecewise-stationary noise, non-stationary noise, weight vector, adaptive algorithm, autoregressive model, change-point, spectral estimation, power spectral density.

Ключевые слова: кусочно-стационарные помехи, нестационарные шумы, весовой вектор, адаптивный алгоритм, авторегрессионная модель, разладка, спектральное оценивание, спектральная плотность мощности.

Введение

В связи с бурным развитием радиотехники, происходящим в последние десятилетия, радиотехническое устройство и системы находят широкое применение во многих прикладных областях. К ним можно отнести цифровую обработку сигналов, медицинскую неинвазивную диагностику, радиолокацию, инерциальную навигацию и многие другие. Все эти сферы характеризуются определёнными требованиями, предъявляемыми к обработке данных, в частности необходимостью, в ряде случаев, параметрического спектрального анализа сигналов. Особый интерес представляют методы спектрального анализа, учитывающие факт изменения мощности шума во время наблюдения и основанные на методе авторегрессии (АР), использование которого целесообразно при наличии характерных для радиотехники узкополосных по спектру компонент в сигналах [1].

АР-модели обычно используются для параметрического спектрального оценивания, поскольку они дают возможность учесть априорную информацию о форме и числе спектральных составляющих в сигналах, что позволяет в широком классе непрерывных процессов

Предложен и исследован модифицированный метод спектрального анализа кусочно-стационарных процессов с коррекцией оценок корреляционных матриц для учёта влияния изменяющейся мощности аддитивного шума. Целью работы является повышение вычислительной эффективности алгоритмов анализа и точности спектрального оценивания радиотехнических сигналов на фоне кусочно-стационарных помех. На основе оценки оптимального значения корректирующей величины, основанной на оценке мощности шума P_n , предлагаемый метод даёт возможность уменьшить влияние нестационарных помех и повысить точность спектральных оценок путём коррекции коэффициентов автокорреляции кусочно-стационарных случайных процессов. Сравниваются качественные показатели предлагаемого модифицированного метода спектрального анализа с обычным параметрическим методом авторегрессии. Экспериментальные исследования показали, что при использовании предложенного подхода для спектрального оценивания при сопоставлении с известными авторегрессионными методами можно уменьшить в 7,4...9 раз невязку между контрольным и оцениваемым спектрами. При проведении сравнительного анализа с обычной авторегрессионной моделью снижение порядка p может достигать 2,5...3 раз при сохранении той же точности спектрального оценивания. Подтверждено, что для анализа спектра исследуемых узкополосных радиотехнических сигналов относительные отклонения ΔF оценки доминирующей частоты существенно (до 6 раз) уменьшаются путём использования предлагаемого модифицированного метода по сравнению с методом авторегрессии. Выигрыши достигаются путём использования априорной информации о меняющейся во времени мощности аддитивного мешающего процесса.

во многих практических приложениях эффективно аппроксимировать спектр мощности радиотехнических сигналов. Это одна из основных причин, по которой АР-модели получили распространение в различных сферах, таких как моделирование речи [2, 3], медицинская диагностика (анализ электроэнцефалограмм, кардиоинтервалограмм) [4, 5], а также в геофизике (сейсмография, дистанционное зондирование Земли и пр.) [6]. Хотя АР-моделирование стационарных случайных процессов хорошо известно, но ряд сигналов, встречающихся во многих радиотехнических приложениях, являются нестационарными. Данный факт обосновывает растущий интерес к анализу нестационарных сигналов с изменяющимися во времени параметрами, что приводит к необходимости коррекции АР-моделей, например при анализе речи из-за изменения параметров голосового тракта, а также при медицинской диагностике в силу вариаций показателей человеческого организма во время наблюдения, в частности при холтеровском мониторинговании [7].

Как будет показано ниже, разработанный в данной статье алгоритм, основанный на оценивании оптимального значения корректирующей величины, базирующейся на оценке мощности P_n шума, позволяет внести изменения в коэффициенты автокорреляции составного процесса и частично преодолеть деструктивное воздействие нестационарных шумовых помех на автокорреляционные свойства анализируемого радиотехнического сигнала для повышения качества его спектрального оценивания, в частности АР методами [1, 8, 9].

Отметим, что путём учёта степени влияния аддитивного шума на автокорреляционные свойства составного процесса, можно построить более точные оценки его спектральной плотности мощности (СПМ) и проанализировать полученные результаты с использованием различных критериев качества спектрального оценивания для уменьшения влияния нестационарных шумовых помех (ШП) на полезный сигнал. Например, для определения эффективности предлагаемого метода использован критерий среднеквадратических отклонений полученных спектральных оценок \tilde{s} от контрольного спектра \tilde{c} [8, 10].

Теоретическая часть

Предположение о стационарности было доминирующей основой для анализа многих реальных данных. Однако на практике временные ряды подвергаются изменениям во времени за счёт воздействия на них случайных помех, поэтому спектральный анализ нестационарных процессов с использованием известных методов, ориентированных на предположение о стационарности, при изменяющихся во времени статистических свойствах радиотехнических сигналов, привит к грубой оценке их спектра. Нестационарные временные последовательности возникают во многих областях, таких как сейсмология, обработка речи, а также при технической диагностике, дистанционном зондировании и т.д. В процессах, характерных для многих из этих областей, можно выделить особые временные точки (моменты разладки) [11, 12, 13, 14], в которых модель локальной ста-

ционарности нарушается. Рассмотрим проблему учёта факта разладки статистических свойств кусочно-стационарного случайного процесса, а именно его разновидности – составного процесса [10, 11, 15], который охарактеризуем локально-стационарными участками, находя моменты резких изменений в их статистических свойствах.

Представим серию \mathbf{X} из T наблюдений X_t в виде дискретной последовательности $\mathbf{X} = [X_0, X_1, \dots, X_t, \dots, X_{T-1}]^T$ (T – знак транспонирования), представляющей собой реализацию кусочно-стационарного случайного процесса [10]:

$$X_t = \begin{cases} X_t^{(1)}, & 0 \leq t < \theta, \\ X_t^{(2)}, & \theta \leq t \leq T-1 \end{cases} \quad \text{или} \quad \mathbf{X} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}^{(1)} \\ \dots \\ \mathbf{X}^{(2)} \end{bmatrix}, \quad (1)$$

где θ – заранее неизвестный, подлежащий оцениванию момент «разладки» – скачкообразного изменения параметров мешающих воздействий; T – общее число временных отсчётов; $\mathbf{X}^{(1)} = [X_0^{(1)}, X_1^{(1)}, \dots, X_m^{(1)}, \dots, X_{\theta-1}^{(1)}]^T$, $m = 0, 1, \dots, \theta - 1$; $\mathbf{X}^{(2)} = [X_\theta^{(2)}, X_1^{(2)}, \dots, X_n^{(2)}, \dots, X_{T-1}^{(2)}]^T$, $n = \theta, \theta + 1, \dots, T - 1$ – реализации двух различных по своим статистическим свойствам процессов (например, с аддитивными некоррелированными шумами со среднеквадратическими отклонениями σ_1 и σ_2 соответственно).

В дальнейшем предполагается, что в реализации $\mathbf{X}^{(1)}$ воздействия шумов невелики ($\sigma_1 \ll \sigma_2$), а статистические свойства $\mathbf{X}^{(1)}$ характеризуются матрицей автокорреляции \mathbf{R}_1 ; последовательность $\mathbf{X}^{(2)}$ наблюдений сильно зашумлена и имеет автокорреляционную матрицу \mathbf{R}_2 . Отметим, что матрицы \mathbf{R}_1 , \mathbf{R}_2 являются эрмитовыми и теплицевыми [1].

Поскольку последовательность $\mathbf{X}^{(2)}$ наблюдений подвержена влиянию сильных ($\sigma_1 \ll \sigma_2$) аддитивных шумов, то для уменьшения их воздействия на автокорреляционные свойства составного процесса предполагается, что скорректированная автокорреляционная матрица $\hat{\mathbf{R}}_2$ 2-го фрагмента $\mathbf{X}^{(2)}$ сигнала \mathbf{X} имеет вид:

$$\hat{\mathbf{R}}_2 = \mathbf{R}_2 - P_n \mathbf{I}, \quad (2)$$

где $\hat{\mathbf{R}}_2$ – $(p+1) \times (p+1)$ -мерная предлагаемая (скорректированная) автокорреляционная квадратная матрица 2-го фрагмента $\mathbf{X}^{(2)}$ сигнала, \mathbf{I} – $(p+1) \times (p+1)$ -мерная единичная матрица, P_n – корректирующая величина, основанная на оценке мощности аддитивного шума.

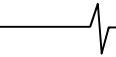
Для уменьшения деструктивного воздействия нестационарных шумовых помех на автокорреляционные свойства составного процесса оценим оптимальное значение P_n при заданном (известном) моменте разладки θ .

Оптимизацию произведём по критерию минимума квадрата длины \mathbf{E} $(p+1)$ -мерного вектора $\boldsymbol{\varepsilon}$ невязки:

$$\mathbf{E} = \boldsymbol{\varepsilon}^H \boldsymbol{\varepsilon}, \quad (3)$$

где H – знак комплексного сопряжения и транспонирования.

Вектор $\boldsymbol{\varepsilon}$ невязки определяются как



$$\varepsilon = \mathbf{R}_1 \mathbf{i} - \hat{\mathbf{R}}_2 \mathbf{i}, \quad (4)$$

где $\mathbf{R}_1 - (p+1) \times (p+1)$ -мерная автокорреляционная квадратная матрица 1-го фрагмента $\mathbf{X}^{(1)}$ сигнала \mathbf{X} ; $\mathbf{i} - (p+1)$ -мерный крайний левый вектор-столбец единичной матрицы \mathbf{I} .

После подстановки из (2) значений в (4) получим выражение для вектора ε невязки:

$$\varepsilon = \mathbf{R}_1 \mathbf{i} - (\mathbf{R}_2 - P_n \mathbf{I}) \mathbf{i}. \quad (5)$$

Выражение (5) описывают оптимизационную функцию (3):

$$E(P_n) = [\mathbf{R}_1 \mathbf{i} - (\mathbf{R}_2 - P_n \mathbf{I}) \mathbf{i}]^H [\mathbf{R}_1 \mathbf{i} - (\mathbf{R}_2 - P_n \mathbf{I}) \mathbf{i}] \rightarrow \min_{P_n > 0}. \quad (6)$$

Аналитическое решение

После перемножения множителей в квадратных скобках в выражении (6) функция $E(P_n)$ приобретает вид:

$$E(P_n) = [(\mathbf{R}_1 \mathbf{i})^H - (\mathbf{R}_2 \mathbf{i})^H + P_n (\mathbf{I} \mathbf{i})^H] [\mathbf{R}_1 \mathbf{i} - \mathbf{R}_2 \mathbf{i} + P_n (\mathbf{I} \mathbf{i})]. \quad (7)$$

Учитывая, что $\mathbf{I} \mathbf{i} = \mathbf{i}$, представим выражение (7) в следующем виде:

$$E(P_n) = [(\mathbf{R}_1 \mathbf{i})^H - (\mathbf{R}_2 \mathbf{i})^H + P_n \mathbf{i}^H] [\mathbf{R}_1 \mathbf{i} - \mathbf{R}_2 \mathbf{i} + P_n \mathbf{i}]. \quad (8)$$

Для определения оптимального значения P_n возьмем производную по этой величине от целевой функции (8):

$$\begin{aligned} dE(P_n)/dP_n &= d\{[(\mathbf{R}_1 \mathbf{i})^H - (\mathbf{R}_2 \mathbf{i})^H + P_n \mathbf{i}^H] [\mathbf{R}_1 \mathbf{i} - \mathbf{R}_2 \mathbf{i} + P_n \mathbf{i}]\} / dP_n = \\ &= \mathbf{i}^H [\mathbf{R}_1 \mathbf{i} - \mathbf{R}_2 \mathbf{i} + P_n \mathbf{i}] + [(\mathbf{R}_1 \mathbf{i})^H - (\mathbf{R}_2 \mathbf{i})^H + P_n \mathbf{i}^H] \mathbf{i} = \\ &= \mathbf{i}^H (\mathbf{R}_1 \mathbf{i}) - \mathbf{i}^H (\mathbf{R}_2 \mathbf{i}) + P_n \mathbf{i}^H \mathbf{i} + (\mathbf{R}_1 \mathbf{i})^H \mathbf{i} - (\mathbf{R}_2 \mathbf{i})^H \mathbf{i} + P_n \mathbf{i}^H \mathbf{i} = \\ &= 2P_n \mathbf{i}^H \mathbf{i} + 2(\mathbf{R}_1 \mathbf{i})^H \mathbf{i} - 2(\mathbf{R}_2 \mathbf{i})^H \mathbf{i}. \end{aligned} \quad (9)$$

Поскольку свёртка крайних левых векторов-столбцов \mathbf{i} единичной матрицы \mathbf{I} даёт единичный результат ($\mathbf{i}^H \mathbf{i} = 1$), то выражение (9) принимает вид:

$$dE(P_n)/dP_n = 2P_n + 2(\mathbf{R}_1 \mathbf{i})^H \mathbf{i} - 2(\mathbf{R}_2 \mathbf{i})^H \mathbf{i}. \quad (10)$$

Приравняв (10) к нулю, получим оптимальное значение P_n :

$$P_n = (\mathbf{R}_2 \mathbf{i})^H \mathbf{i} - (\mathbf{R}_1 \mathbf{i})^H \mathbf{i}. \quad (11)$$

Взяв вторую производную по P_n от функции (10), получим:

$$d^2 E(P_n)/d(P_n)^2 = 2 > 0. \quad (12)$$

Согласно (12) знак второй производной строго положителен, т.е. найденное значение P_n в (11) является аргументом при глобальном минимуме квадратической целевой функции $E(P_n)$ (6) [16].

Результаты статического моделирования

Для иллюстрации результатов статического моделирования в работе были построены спектральные плотности мощности $S(F)$ с помощью авторегрессионных параметрических методов [1, 7, 8]. В качестве тестового сигнала были использованы зашумлённые гармонические колебания с единичной амплитудой и истинной относительной частотой $F = 0,1$ (см. рис. 1).

Результаты оценки СГМ $S(F)$ с помощью авторегрессионных параметрических методов при порядке модели $p = 5$, числе $T = 200$ наблюдений, числе $L = 2048$ частотных отсчётов, среднеквадратических отклонениях $\sigma_1 = 10^{-3}$ и $\sigma_2 = 1$ шума, моменте разладки $\theta = T/2$ при-

ведены на рис. 1, причём $S(F)$ – нормированная к своему максимальному значению спектральная плотность мощности в относительных единицах; F – относительная частота, численно равная отношению номера l текущего спектрального отсчёта к общему числу L спектральных отсчётов ($F = l/L$); сплошная тонкая кривая 1 – энергетический контрольный спектр, полученный с помощью АР-модели 20-го порядка по исходному незашумлённому сигналу; сплошная жирная кривая 2 – СГМ, полученная на основе предложенного метода с помощью АР-модели ($p = 5$); штрихпунктирная линия 3 – СГМ, полученная с использованием обычной АР-модели того же порядка $p = 5$, полученной по всей последовательности \mathbf{X} без коррекции её корреляционных свойств.

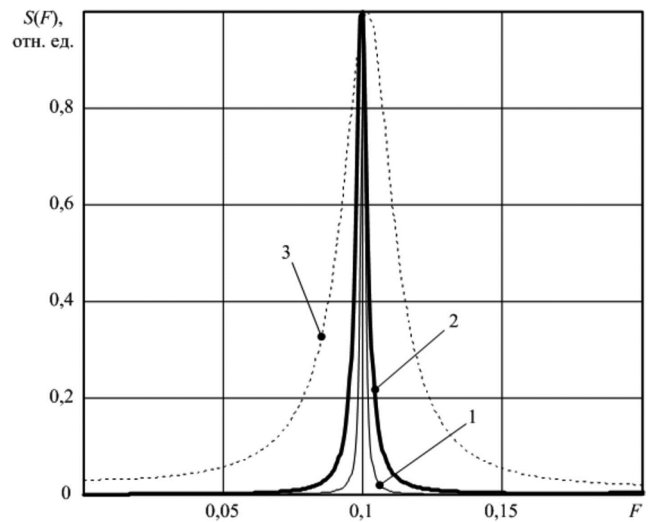


Рис. 1. Оценки спектральных характеристик

Из рис. 1 можно видеть, что качество оценивания СГМ у предлагаемой модифицированной модели лучше, чем традиционным параметрическим АР-методом в условиях воздействия на полезный гармонический сигнал нестационарных по мощности аддитивных шумовых помех.

Оценка эффективности

С целью объективной оценки эффективности предлагаемого подхода к спектральному анализу сигналов на фоне аддитивных нестационарных по мощности шумов используем критерий нормированного квадрата длины E_s вектора ε_s невязки между векторами отсчетов оценки СГМ:

$$E_s = \varepsilon_s^T \varepsilon_s / L, \quad \text{где } \varepsilon_s = \tilde{\mathbf{c}} - \tilde{\mathbf{s}}, \quad (13)$$

где $\tilde{\mathbf{c}}$ – L -мерный вектор СГМ контрольной модели, в качестве которой использован энергетический спектр, полученный с помощью АР-модели большого ($p = 20$) порядка по незашумлённому сигналу; $\tilde{\mathbf{s}}$ – L -мерный вектор СГМ, полученный соответствующими (известным и предлагаемым) АР-методами.

Результаты сравнения адекватности спектрального оценивания с использованием различных авторегрессионных подходов при вариации порядков p АР-моделей приведены в табл. 1.

При формировании зависимости величины E_s от порядка p моделей, приведенных в табл. 1, принято: $T = 200$, $L = 2048$, $\sigma_1 = 10^{-3}$, $\sigma_2 = 1$, $\theta = T/2$. Компьютерные

эксперименты, результаты которых сведены в табл. 1, показали, что нормированные квадраты длин E_s векторов ε_s невязки для оценки СПМ процессом предложенным подходом в широком диапазоне изменений порядка p имеют меньшие значения и, следовательно, более высокое качество спектрального оценивания по сравнению с известным авторегрессионным методом. Так, например, при $p = 6$ использование предложенного подхода обеспечивает выигрыши по критерию (13) в оценке спектра до 8 раз по сравнению с обычным АР-методом. При достижении той же эффективности E_s , что и у обычной АР-модели, предложенный алгоритм спектрального оценивания даёт возможность снизить порядок p в 3 раза при сохранении качества спектральных оценок. Например, при $E_s = 2,603 \cdot 10^{-3}$ предложенная методика допускает использование порядка $p = 6$, а для обеспечения той же адекватности E_s спектрального оценивания с помощью обычной АР-модели необходим её порядок $p = 18$.

Таблица 1. Качество спектрального оценивания

p \ АР-модели	Обычная	Предлагаемая
2	0,227	0,033
4	0,047	0,027
6	0,021	$2,603 \cdot 10^{-3}$
8	0,018	$2,412 \cdot 10^{-3}$
10	$8,1 \cdot 10^{-3}$	$2,367 \cdot 10^{-3}$

Проанализируем влияние длины T временной выборки моделей на качество спектрального оценивания (см. табл. 2). При формировании зависимости величины E_s от длины T временной выборки, приведенной в табл. 2, принято $p = 4$, $L = 2048$, $\sigma_1 = 10^{-3}$, $\sigma_2 = 10^{-0,2}$, $\theta = T/2$.

Таблица 2. Качество спектрального оценивания

Длина T выборки X \ АР-модели	Обычная	Предлагаемая
200	0,061	0,014
300	0,024	$2,654 \cdot 10^{-3}$
400	0,017	$2,185 \cdot 10^{-3}$

На основании анализа полученных экспериментальных данных (см. табл. 2) предлагаемый метод спектрального оценивания имеет более высокое качество оценок СПМ, чем обычная АР-модель. Так, например при $T = 300$ путём использования предлагаемого подхода выигрыши по критерию (13) в оценке спектра достигают 9 раз по сравнению с обычным АР-методом при одинаковых порядках p .

Рассмотрим в качестве иного критерия эффективности относительные отклонения ΔF оцененных относительных доминантных частот F от истинной относительной частоты F гармонического полезного сигнала:

$$\Delta F = \frac{|F - \hat{F}|}{F} \cdot 100\%. \quad (14)$$

Приведём полученные значения F измеренных относительных доминантных частот для предлагаемого метода – $F_a = 0,1$ (см. жирную сплошную линию 2 на рис. 1), а также полученные для сравнения с предлага-

емым методом спектрального анализа значения, оцененные обычным АР-методом – $F_a = 0,102$ (см. штрихпунктирную линию 3 на рис. 1). При величине истинной относительной частоты $F = 0,1$ (см. тонкую сплошную линию 1 на рис. 1) получим, что относительная ошибка ΔF , рассчитанная по выражению (14), составляет для предлагаемого метода $\Delta F_a = 0\%$, а для обычного авторегрессионного метода $\Delta F_a = 2\%$ при одинаковых порядках $p = 5$ моделей.

Проведенный сравнительный анализ методик спектрального оценивания показал, что величины ΔF существенно (до 6 раз) уменьшаются путём использования предлагаемого метода по сравнению с обычным АР-подходом.

Проанализируем влияние порядка p моделей на относительные отклонения ΔF с использованием различных методов (см. табл. 3). При формировании зависимостей, приведенных в табл. 3, относительных отклонений ΔF от порядка p моделей принято $T = 300$, $L = 2048$, $\sigma_1 = 10^{-3}$, $\sigma_2 = 1$, $\theta = T/2$ и $F = 0,1$.

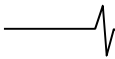
Таблица 3. Качество спектрального оценивания

p \ АР-модели	Обычная	Предлагаемая
2	100	12
4	100	0,5
6	6,4	0
8	4,5	0
10	0,5	0

При проведении сравнительного анализа и оценки эффективности по критерию (14) предлагаемой методики с обычной АР-моделью (см. табл. 3) можно сделать вывод о том, что имеется возможность снизить порядок p до 2,5 раз при сохранении той же точности спектрального оценивания. Например, при $\Delta F < 10\%$ предлагаемая методика позволяет использовать порядок $p = 4$, а для обеспечения той же адекватности ($\Delta F < 10\%$) спектрального оценивания с помощью обычной АР-модели необходим её порядок $p = 10$. Двукратное снижение порядка существенно снижает вычислительные затраты на реализацию алгоритмов спектрального оценивания. Выигрыши в вычислительных затратах при использовании для обращения автокорреляционных матриц при решении уравнения Юла – Уолкера быстрыми рекуррентными процедурами Левинсона – Дербина [1] достигают 5-ти раз при снижении порядка p с 5-го до 2-го или 3-го, а при использовании для обращения автокорреляционных матриц метода исключения Гаусса выигрыши составят величину до 10 раз.

Заключение

Таким образом, рассмотрен и исследован метод спектрального анализа кусочно-стационарных радиотехнических сигналов с коррекцией оценок их автокорреляционных матриц для учёта влияния изменяющейся в ходе наблюдения мощности аддитивного шума. Фактически, анализируемый сигнал является составным. Одна из его частей (в статье условно принята первая половина $X^{(1)}$ отсчётов вектора X) характеризуется малыми зашумлениями (среднеквадратическое отклонение



$\sigma_1 = 10^{-3}$ при единичной амплитуде полезного гармонического сигнала) и матрицей автокорреляции \mathbf{R}_1 , а вторая часть исследуемого сигнала подвержена влиянию сильных (среднеквадратическое отклонение $\sigma_2 > 10^{-0.2}$) аддитивных некоррелированных шумов и описывается автокорреляционной матрицей \mathbf{R}_2 соответственно, при этом амплитуда неискажённого гармонического полезного сигнала принята единичной. Эффективность предложенной методики спектрального анализа нестационарного с точки зрения мощности аддитивного шума полезного гармонического сигнала доказана экспериментально путём компьютерного моделирования. При этом, эксперименты показали, что величины относительной длины E_s вектора ε_s невязки между контрольным $\tilde{\zeta}$ и модельным $\tilde{\xi}$ спектрами существенно (от 7,4 до 9 раз) уменьшаются по сравнению с известным авторегрессионным методом за счёт использования предложенного подхода при спектральном оценивании. Предлагаемый метод дает возможность сократить порядок p модели в 2,5...3 раза при сохранении той же эффективности по критерию (13), которая достигается обычным АР-методом. Проведенный сравнительный анализ методик спектрального оценивания показал, что величины ΔF существенно (до 6 раз) уменьшаются путём использования предлагаемого метода по сравнению с обычным АР подходом по критерию (14) при сохранении одинаковых порядков p моделей. Предлагаемая методика спектрального оценивания может быть эффективно использована для анализа радиотехнических сигналов в различных прикладных областях, для которых характерно резкое изменение уровня аддитивных шумов в ходе наблюдения, что делает анализируемый процесс составным. Выигрыши достигаются за счёт учёта факта резкого изменения мощности аддитивного шума в процессе наблюдения радиотехнического процесса, выборки которого подвергаются спектральному анализу.

Литература

1. Марпл-мл. С. Л. Цифровой спектральный анализ и его приложения: пер. с англ. М.: Мир, 1990. 584 с.
2. Djuric PM. A MAP solution to off-line segmentation of signals. Proc of the international conference on acoustics, speech and signal processing. Adelaide, Australia, 1994, no. 4, pp. 505-508.
3. Dobigeon N., Tourneret J.-Y., Davy M. Joint segmentation of piecewise constant autoregressive processes by using a hierarchical model and a Bayesian sampling approach. IEEE Trans Signal Process, 2007, no. 4, vol. 55,

pp. 1251-1263.

4. Lavielle M. Optimal segmentation of random processes. IEEE Trans Signal Process. 1998, no. 5, vol. 46. pp. 1365-1373.

5. Баевский Р.М., Кириллов О.И., Клецкин С.М. Математический анализ измерений сердечного ритма при стрессе. М.: Наука, 1984. 221 с.

6. Basseville M., Nikiforov IV. Detection of abrupt changes: Theory and Application, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ, USA, 1993.

7. Баевский Р.М., Никулина Г.А. Холтеровское мониторирование в космической медицине: анализ variability сердечного ритма. Вестник аритмологии. 2000. № 16. С. 6-16.

8. Андреев В.Г. Оптимизация авторегрессионных моделей мешающих радиоотражений. Изв. вузов. Радиоэлектроника. 2008. Т. 51. № 7. С. 40-47.

9. Кошелев В.И., Андреев В.Г. Моделирование радиотехнических сигналов с учетом их фазовых портретов. Цифровая обработка сигналов и ее применение – DSPA 2008: тез. докл. 10 Междунар. конференции и выставки. № X-1. М.: Институт проблем управления РАН, 2008. С. 418-420.

10. Андреев В.Г. Метод построения моделей сигналов с заданными амплитудно-фазовыми портретами. Вестник Рязанского государственного радиотехнического университета. № 1. Выпуск 31. Рязань: РГРТУ, 2010. С. 12-15.

11. Колмогоров А.Н., Прохоров Ю.В., Ширяев А.Н. Вероятностно-статистические методы обнаружения спонтанно возникающих эффектов. Тр. МИАН. 1988. Т. 182. С. 4-23.

12. Савченко В.В. Обнаружение и прогнозирование разладки случайного процесса на основе спектрального оценивания. Автометрия. 1996. № 2. С. 77-84.

13. Воробейчиков С.Э., Кабанова Т.В. Обнаружение момента разладки процесса авторегрессии первого порядка. Вестник Томского Государственного Университета. 2003. № 280. С. 170-174.

14. Боровков А.А. Оценки момента разладки по большим выборкам при неизвестных распределениях. Теория вероятностей и ее применения. 2008. Т. 53. Выпуск 3. С. 437-457.

15. Korkas, Karolos K., Fryzlewicz, Piotr Multiple change-point detection for nonstationary time series using wild binary segmentation. Statistica Sinica, 2017, no 1, vol. 27. pp. 287-311.

16. Райс Дж. Р. Матричные вычисления и математическое обеспечение: пер. с англ. О.Б. Арушаняна. М.: Мир, 1984. 264 с.