

УДК 621.396.965

В.В. Скачков¹, А.Н. Ефимчиков¹, Г.Д. Братченко²¹Военная академия, Одесса, Украина²Одесская государственная академия технического регулирования и качества, Одесса, Украина

ПРОСТРАНСТВЕННОЕ РАЗРЕШЕНИЕ ШУМОВЫХ ИСТОЧНИКОВ НА ОСНОВЕ КОРРЕКЦИИ КОНТРАСТА СПЕКТРАЛЬНОГО РАЗЛОЖЕНИЯ ОЦЕНКИ КОРРЕЛЯЦИОННОЙ МАТРИЦЫ НАБЛЮДАЕМЫХ ВЫБОРОК

Рассмотрена модификация методов максимума энтропии и Кейпона на основе коррекции контраста спектрального разложения оценки корреляционной матрицы наблюдаемых пространственно-временных выборок. Коррекция контраста осуществляется путём сдвига вправо неврожденных значений собственных чисел оценки корреляционной матрицы на некоторую постоянную величину. Показана возможность применения такого подхода к решению задачи анализа пространственного спектра шумовых источников. Эффективность предложенного метода иллюстрируют приведенные результаты аналитического расчёта и статистического моделирования спектроподобных функций на выходе антенной решётки до и после коррекции контраста спектрального разложения оценки корреляционной матрицы в условиях ограниченного объёма пространственно-временной выборки.

Ключевые слова: корреляционная матрица, адаптивная антенная решётка, метод максимума энтропии, метод Кейпона, спектроподобные функции, пространственный спектральный анализ.

Введение

Постановка проблемы. Согласно теории обработки сигналов в адаптивных антенных решётках (ААР), методы анализа пространственного спектра источников шумовых помех могут быть получены на основе единой базовой схемы и общего классического принципа адаптивной пространственно-временной фильтрации [1 – 3, 5]. Основу этих методов составляет процедура обращения максимально правдоподобной оценки корреляционной матрицы пространственно-временных выборок процесса на входе антенной решетки, а построение спектрального рельефа сводится к вычислению инверсии пространственной передаточной характеристики ААР. В результате на выходе ААР можно получить спектральные графики с острыми пиками в направлении точечных источников шума при их разnose по угловым координатам менее релеевского интервала разрешения. К классу методов анализа пространственного спектра активного шума, в которых реализуется инверсия пространственной передаточной характеристики ААР, относятся, например, методы максимума энтропии (авторегрессионный метод) и Кейпона [1 – 4].

При разрешении источников шума в пространстве, указанными выше методами, существенную роль играет величина превышения, так называемых, сигнальных собственных чисел корреляционной матрицы данных над её вырожденными собственными числами, зависящими от внутренних шумов

ААР. Такое превышение называется контрастностью спектрального разложения корреляционной матрицы данных [3]. С точки зрения понятий теории обработки и восстановления изображений, обобщённым показателем контрастности спектрального разложения корреляционной матрицы данных, в некотором смысле, можно считать число обусловленности матрицы. Это число определяет диапазон, в пределах которого распределены сигнальные собственные числа спектрального разложения корреляционной матрицы данных [6]. Обусловленность матрицы, как показатель контрастности её спектра, зависит от энергии наблюдаемого процесса, объёма пространственно-временной выборки, количества и взаимного расположения источников шума в пространстве.

Коррекцию контрастности спектрального разложения корреляционной матрицы данных путём унитарного преобразования вполне естественно рассматривать как подход к повышению разрешающей способности метода максимума энтропии (МЭ) и метода Кейпона в условиях ограниченного объёма пространственно-временной выборки наблюдаемого процесса.

Анализ последних достижений и публикаций. Подобная идея повышения контрастности спектра корреляционной матрицы данных упоминается в [3], где задача усиления сигнальных собственных чисел спектрального разложения матрицы решается путём вычисления многократного матричного произведения. Однако, в [3] не приводятся количественные результаты, позволяющие судить об

эффективности такого метода как в асимптотическом смысле, так и в при ограниченном объёме пространственно-временной выборки исходных данных.

Цель статьи – оценить возможность повышения разрешающей способности по угловым координатам источников шума системой пассивной локации с адаптивной антенной решёткой за счет усовершенствования методов анализа пространственного спектра путем коррекции контраста спектрального разложения оценки корреляционной матрицы при ограниченном объёме данных.

Объектом исследований является пространственно-временная обработка сигналов от источников шума в N -мерной линейной эквидистантной антенной решетке изотропных излучателей, разнесённых на расстояние d . На вход такой системы с разных направлений действуют внешние гауссовские шумы от M независимых точечных источников, причём $M < N$. Внешние активные шумы наблюдаются на фоне внутренних шумов антенной решетки, которые в каждом канале приёма взаимно не коррелированы как с внешним шумом, так и с внутренним шумом других каналов. Для перечисленных выше условий корреляционная матрица данных с неограниченным объёмом временной выборки может быть представлена в аддитивном виде [1 – 3, 5, 7]

$$\mathbf{A} = \mathbf{A}_M + P_0 \cdot \mathbf{I} \in \mathbb{C}^{N \times N}, \quad (1)$$

где \mathbf{A}_M – корреляционная N -мерная матрица внешних шумов на входе антенной решетки; \mathbf{I} – единичная N -мерная матрица; P_0 – мощность внутреннего шума. Матрица внутреннего шума всегда имеет полный ранг N .

Изложение основного материала

Если предположить, что время наблюдения процесса на входе антенной решетки не ограничено, то корреляционная матрица данных сходится к форме \mathbf{A} . В этом случае асимптотически спектральную функцию $f(\theta)$ можно построить по методу максимума энтропии (авторегрессионному методу)

$$f(\theta)_i \hat{Y} = \frac{\mathbf{t}^T \mathbf{A}^{-1} \mathbf{t}}{\left| \mathbf{t}^T \mathbf{A}^{-1} \mathbf{V}(\theta) \right|}, \quad (2)$$

где θ – угловая координата или параметр локации; $\mathbf{V}(\theta)$ – неслучайный комплексный N - мерный вектор единичной длины, который является функцией угловых координат источника θ ; \mathbf{t} – вектор коэффициентов размерности N , равный

$\mathbf{t}^T = [1, 0, 0, \dots, 0]$; T – знак транспонирования и комплексного сопряжения.

В известном представлении спектральное разложение корреляционной матрицы данных \mathbf{A} и инверсии \mathbf{A}^{-1} равно [6]

$$\mathbf{A} = \sum_{i=1}^N \lambda_i \mathbf{P}_i; \quad (3)$$

$$\mathbf{A}^{-1} = \sum_{i=1}^N \lambda_i^{-1} \mathbf{P}_i, \quad (4)$$

где λ_i – собственное число матрицы \mathbf{A} ; \mathbf{P}_i – проектор на одномерное подпространство, порождённое собственным вектором \mathbf{e}_i матрицы \mathbf{A} : $\mathbf{P}_i = \mathbf{e}_i \mathbf{e}_i^T$. Заметим, что проектор \mathbf{P}_i удовлетворяет свойствам:

- а) $(\mathbf{P}_i)^m = \mathbf{P}_i$, где m – натуральное число;
- б) $\mathbf{P}_i \mathbf{P}_j = \mathbf{0}$, где $i \neq j$, $\mathbf{0}$ – нулевая матрица.

Если единичную N – мерную матрицу \mathbf{I} представить как $\mathbf{I} = \sum_{i=1}^N \mathbf{P}_i$, то матрицы \mathbf{A} (3) и \mathbf{A}^{-1} (4), при условии неполноты ранга матрицы \mathbf{A}_M : $\text{rank}(\mathbf{A}_M) = M < N$, можно записать в следующем виде

$$\mathbf{A} = \lambda_0 \left[\sum_{i=1}^M (1 + z_i) \cdot \mathbf{P}_i + \sum_{j=M+1}^N \mathbf{P}_j \right]; \quad (5)$$

$$\mathbf{A}^{-1} = \frac{1}{\lambda_0} \cdot \left[\sum_{i=1}^M \frac{1}{1 + z_i} \cdot \mathbf{P}_i + \sum_{j=M+1}^N \mathbf{P}_j \right], \quad (6)$$

где λ_0 – вырожденное собственное число матрицы \mathbf{A} , которое равно мощности внутреннего шума: $\lambda_0 = P_0$; z_i – обозначает отношение сигнальных собственных чисел λ_i матрицы \mathbf{A}_M и вырожденно-го λ_0 : $z_i = \lambda_i / \lambda_0$; $i = 1, 2, \dots, M$.

По определению [6], спектр N -мерной корреляционной матрицы \mathbf{A} , когда $\text{rank}(\mathbf{A}_M) = M < N$, можно представить множеством из M сигнальных и $N - M$ вырожденных собственных чисел λ_i ; $i = 1, 2, \dots, M$:

$$\{\lambda(\mathbf{A})\} = \left\{ \underbrace{\lambda_0, \dots, \lambda_0}_{N-M}, \underbrace{\lambda_1 + \lambda_0, \lambda_2 + \lambda_0, \dots, \lambda_M + \lambda_0}_M \right\},$$

при этом множество $\lambda(\mathbf{A})$ является упорядоченным $(\lambda_M + \lambda_0) > \dots > (\lambda_2 + \lambda_0) > (\lambda_1 + \lambda_0) > \lambda_0 = P_0$.

Обычно спектр $\lambda(\mathbf{A})$ матрицы \mathbf{A} представ-

ляют в виде диагонали N -мерной матрицы собственных чисел Λ , для формирования которой используется унитарное преобразование. Матрицу Λ можно разделить на четыре блока и записать в виде

$$\Lambda = \left[\begin{array}{c|c} \Lambda_M(M, M) & \mathbf{0}(M, N-M) \\ \hline \mathbf{0}(N-M, M) & \Lambda_0(N-M, N-M) \end{array} \right],$$

где $\mathbf{0}(M, N-M)$ – прямоугольная $M \times (N-M)$ -мерная матрица нулевых элементов; $\Lambda_M(M, M)$ и $\Lambda_0(N-M, N-M)$ – диагональные матрицы порядка M и $N-M$, которые состоят, соответственно, из сигнальных и вырожденных собственных чисел матрицы \mathbf{A} :

$$\Lambda_M(M, M) = \begin{bmatrix} \lambda_M + \lambda_0 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & \lambda_2 + \lambda_0 & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \lambda_1 + \lambda_0 \end{bmatrix};$$

$$\Lambda_0(N-M, N-M) = \begin{bmatrix} \lambda_0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & \lambda_0 \end{bmatrix}.$$

Тогда для коррекции контраста спектрального разложения корреляционной матрицы данных \mathbf{A} можно воспользоваться алгоритмом

$$\Lambda_a = \Lambda + a \cdot \mathbf{E}, \quad (7)$$

где a – некоторое положительное число; \mathbf{E} – матрица коррекции контраста спектра $\lambda(\mathbf{A})$, которая состоит из единичного $\mathbf{I}(M, M)$ и нулевых $\mathbf{0}(M, N-M)$, $\mathbf{0}(N-M, N-M)$ блоков:

$$\mathbf{E} = \left[\begin{array}{c|c} \mathbf{I}(M, M) & \mathbf{0}(M, N-M) \\ \hline \mathbf{0}(N-M, M) & \mathbf{0}(N-M, N-M) \end{array} \right].$$

Процедура (7) в некотором смысле подобна процедуре регуляризации корреляционной матрицы данных \mathbf{A} по методу М.М. Лаврентьева [8] с той разницей, что здесь сдвигается вправо на величину $a > 0$ не весь спектр матрицы $\lambda(\mathbf{A})$, а только его сигнальная часть.

Теперь спектральное разложение (5) и его инверсия (6) преобразуются к виду

$$\mathbf{A}_a = \lambda_0 \left\{ \sum_{i=1}^M [1 + z_i + z(a)] \cdot \mathbf{P}_i + \sum_{j=M+1}^N \mathbf{P}_j \right\}; \quad (8)$$

$$\mathbf{A}_a^{-1} = \frac{1}{\lambda_0} \left\{ \sum_{i=1}^M \frac{1}{1 + z_i + z(a)} \cdot \mathbf{P}_i + \sum_{j=M+1}^N \mathbf{P}_j \right\}, \quad (9)$$

где $z(a) = a/\lambda_0$ – показатель коррекции контраста

спектрального разложения матрицы \mathbf{A} .

После такой коррекции корреляционной матрицы данных \mathbf{A} асимптотические спектроподобные функции метода МЭ (1) и Кейпона (2) будут, соответственно, равны

$$f_a(\theta)_i \hat{Y} = \frac{\mathbf{t}^T \mathbf{A}_a^{-1} \mathbf{t}}{\left| \mathbf{t}^T \mathbf{A}_a^{-1} \mathbf{V}(\theta) \right|^2}; \quad (10)$$

$$f_a(\theta)_K = \frac{1}{\mathbf{V}^T(\theta) \mathbf{A}_a^{-1} \mathbf{V}(\theta)}. \quad (11)$$

Сравним между собой асимптотически спектроподобные функции (1), (2), (8) и (9) на примере антенной решетки из $N=11$ приёмных каналов с разносом фазовых центров $d=0,75\lambda$. На входы антенной решетки совместно с внутренними шумом действуют шумоподобные сигналы от $M=5$ независимых источников, которые разнесены в пространстве.

Характеристика пространственного спектра шума приведена в табл. 1, где θ_i – угол между нормалью к раскрытию антенной решетки и направлением на i -й шумовой источник; $q_i = P_i/P_0$ – отношение мощности шума от i -го источника к мощности внутреннего шума P_0 антенной решетки; $i=1, 2, \dots, 5$.

Таблица 1

Характеристика пространственного спектра шума

| i | Θ_i , град | q_i , дБ |
|-----|-------------------|------------|
| 1 | -15 | 30 |
| 2 | -14 | 20 |
| 3 | -7 | 30 |
| 4 | 0 | 25 |
| 5 | 1 | 40 |

Такой ситуации при выборе параметра коррекции контраста спектра превышает внутренний шум на $a = 60 \text{ дБ}$ соответствуют результаты, приведенные на рис. 1.

Они иллюстрируют распределение относительных значений собственных чисел в спектре корреляционной матрицы данных до (рис. 1, а) и после (рис. 1, б) коррекции контраста её спектрального разложения с неограниченным объёмом временной выборки.

При этом спектральные составляющие $\rho(\mathbf{A})$, $\rho(\mathbf{A}_a)$ матриц \mathbf{A} и \mathbf{A}_a , соответственно, равны

$$\rho(\mathbf{A}) = 10 \lg \left[\frac{\lambda(\mathbf{A})}{\lambda_0} \right];$$

$$\rho(\mathbf{A}_a) = 10 \lg \left[\frac{\lambda(\mathbf{A}_a)}{\lambda_0} \right].$$

На рис. 2 приведені асимптотические спектроподобные функции оценки пространственного спектра шума, которые соответствуют методу максимума энтропии (1) и методу Кейпона (2).

Из их анализа следует: в представленной здесь ситуации (см. табл.1) асимптотические спектроподобные функции, которые построены по методу максимума энтропии (1) и методу Кейпона (2) имеют только три максимума при наличии пяти шумовых источников. Причём, истинным направлениям на шумовые источники Θ соответствуют только два максимума спектроподобной функции метода максимума энтропии (1): $\Theta_3 = -7^\circ$, $\Theta_5 = 1^\circ$ и один максимум спектроподобной функции метода Кейпона (2): $\Theta_3 = -7^\circ$.

Эффект от коррекции контраста спектрального разложения корреляционной матрицы данных в методах максимума энтропии и Кейпона иллюстрируют представленные на рис. 3 асимптотические спектроподобные функции (10) и (11).

В рассмотренном примере максимумы спектроподобных функций (10) и (11) соответствуют истинным направлениям на шумовые источники: $\Theta_1 = -15^\circ$; $\Theta_2 = -14^\circ$; $\Theta_3 = -7^\circ$; $\Theta_4 = 0^\circ$; $\Theta_5 = 1^\circ$.

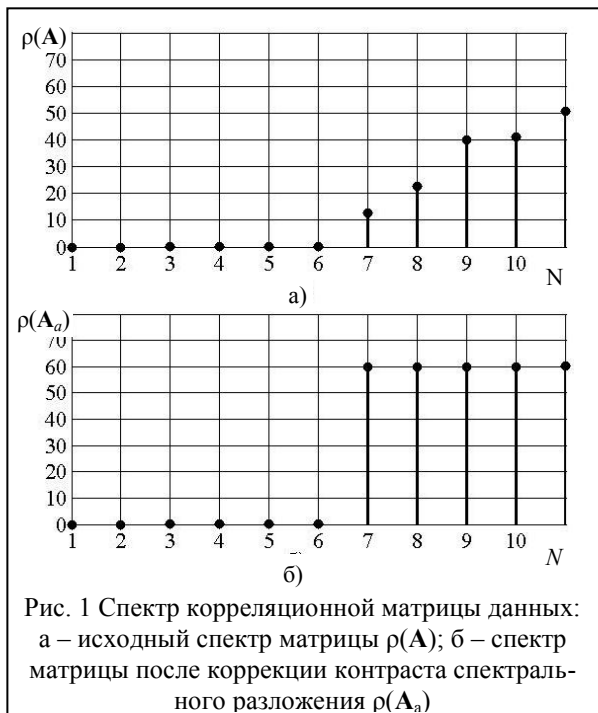


Рис. 1 Спектр корреляционной матрицы данных: а – исходный спектр матрицы $\rho(\mathbf{A})$; б – спектр матрицы после коррекции контраста спектрального разложения $\rho(\mathbf{A}_a)$

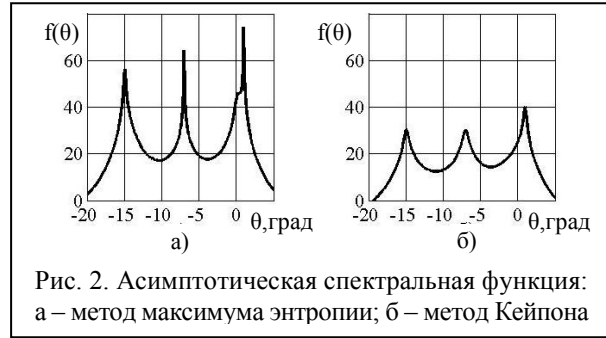


Рис. 2. Асимптотическая спектральная функция: а – метод максимума энтропии; б – метод Кейпона

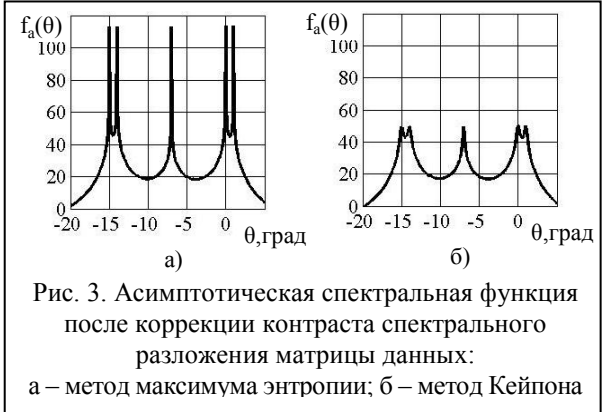


Рис. 3. Асимптотическая спектральная функция после коррекции контраста спектрального разложения матрицы данных: а – метод максимума энтропии; б – метод Кейпона

Вид асимптотических кривых на рис. 2, 3 позволяет утверждать, что в условиях большого объема временной выборки коррекция контраста спектрального разложения корреляционной матрицы данных позволяет повысить разрешающую способность как метода максимума энтропии, так и метода Кейпона. Однако, судя по рисункам, в рассмотренном случае предпочтительнее применение метода максимума энтропии.

В практике адаптивной обработки сигналов объем пространственно-временной выборки исходных данных всегда ограничен и поэтому сигналы от M источников, наблюдаемые на входах N -мерной антенной решетки можно представить в виде прямоугольной $(N \times L)$ -мерной матрицы

$$\mathbf{Y}(N, L) = \mathbf{V}(N, M) \mathbf{X}(M, L) + \mathbf{n}(N, L),$$

где L – количество временных дискрет; $\mathbf{X}(M, L)$ – прямоугольная матрица сигналов от M источников; $\mathbf{n}(N, L)$ – прямоугольная матрица внутренних шумов в каналах N -мерной антенной решетки; $\mathbf{V}(N, M)$ – прямоугольная матрица Вандермонда, столбцами которой являются направляющие векторы

$$\mathbf{v}(\theta_i) = \left[e^{jk\varphi_i} \right] \in \mathbb{C}^{N \times 1},$$

где $\varphi_i = 2\pi \frac{d}{\lambda} \sin \theta_i$; $k = 0, 1, \dots, N-1$; $i = 1, 2, \dots, M$.

Максимально правдоподобная оценка $(N \times N)$ -мерной корреляционной матрицы нормального случайного процесса $\mathbf{Y}(N, L)$ равна

$$\hat{\mathbf{A}}(L) = \frac{1}{L} \mathbf{Y}(N, L) \mathbf{Y}^T(L, N) \in \mathbb{C}^{N \times N}.$$

Такая оценка будет неврожденной при условии $L \gg N$ и имеет своим пределом

$$\lim_{L \rightarrow \infty} \hat{\mathbf{A}}(L) = \mathbf{A}_M + P_0 \mathbf{I}.$$

Если объём пространственно-временной выборки $\mathbf{Y}(N, L)$ ограничен при условии $L \gg N$, то контрастное спектральное разложение (8) и его инверсию (9) можно представить аппроксимациями

$$\hat{\mathbf{A}}_a(L) = \sum_{i=1}^M [\lambda_i(L) + a] \cdot \mathbf{P}_i + \sum_{j=M+1}^N \lambda_j(L) \mathbf{P}_j;$$

$$\hat{\mathbf{A}}_a^{-1}(L) = \sum_{i=1}^M \frac{1}{\lambda_i(L) + a} \mathbf{P}_i + \sum_{j=M+1}^N \frac{1}{\lambda_j(L)} \mathbf{P}_j,$$

коэффициенты которых удовлетворяют асимптотическим равенствам

$$\lim_{L \rightarrow \infty} \lambda_i(L) = \lambda_i + \lambda_0; \quad \lim_{L \rightarrow \infty} \lambda_j(L) = \lambda_0 = P_0;$$

$$i \in [1, M]; \quad j \in [M+1, N].$$

Поэтому, для бесконечной временной последовательности данных будут справедливы предельные переходы

$$\lim_{L \rightarrow \infty} \hat{\mathbf{A}}_a(L) = \mathbf{A}_a; \quad \lim_{L \rightarrow \infty} \hat{\mathbf{A}}_a^{-1}(L) = \mathbf{A}_a^{-1}.$$

Теперь воспользуемся инверсией контрастной оценки спектрального разложения корреляционной матрицы данных с фиксированным количеством временных дискрет $L, L \gg N$ и заменим асимптотические спектроподобные функции (1), (2), (8) и (9) конечномерными оценками

$$\hat{f}(\theta)_i \hat{Y} = \frac{\mathbf{t}^T \hat{\mathbf{A}}^{-1}(L) \mathbf{t}}{[\mathbf{t}^T \hat{\mathbf{A}}^{-1}(L) \mathbf{V}(\theta)]^2}; \quad (12)$$

$$\hat{f}(\theta)_K = \frac{1}{\mathbf{V}^T(\theta) \hat{\mathbf{A}}^{-1}(L) \mathbf{V}(\theta)}; \quad (13)$$

$$\hat{f}_a(\theta)_i \hat{Y} = \frac{\mathbf{t}^T \hat{\mathbf{A}}_a^{-1}(L) \mathbf{t}}{[\mathbf{t}^T \hat{\mathbf{A}}_a^{-1}(L) \mathbf{V}(\theta)]^2}; \quad (14)$$

$$\hat{f}_a(\theta)_K = \frac{1}{\mathbf{V}^T(\theta) \hat{\mathbf{A}}_a^{-1}(L) \mathbf{V}(\theta)}. \quad (15)$$

Построение аппроксимаций спектроподобных функций (12)–(15) осуществлялось методом имитационного моделирования. Внешние и внутренние шумы антенной решетки имитировались независимыми датчиками случайных чисел, распределённых по нормальному закону. Условия моделирования

аналогичны приведенным в табл.1. В процессе моделирования спектроподобные функции (12)–(15) оценивались по совокупности из 35-ти независимых реализаций. Результаты оценки представлены на рис. 4–7 для двух значений объёма выборки L : а) $L = 500$ (см. рис. 4, 5); б) $L = 5000$ (см. рис. 6, 7).

Приведенные на рис. 4–7 зависимости иллюстрируют сходимость аппроксимаций спектроподобных функций (12)–(15) к соответствующему асимптотическому виду (1), (2), (10) и (11).

При этом, зависимости на рис. 5 и рис. 7 позволяют судить об эффективности и состоятельности оценок пеленга, полученных в результате коррекции контраста спектрального разложения корреляционной матрицы данных с ограниченным объёмом выборки L .

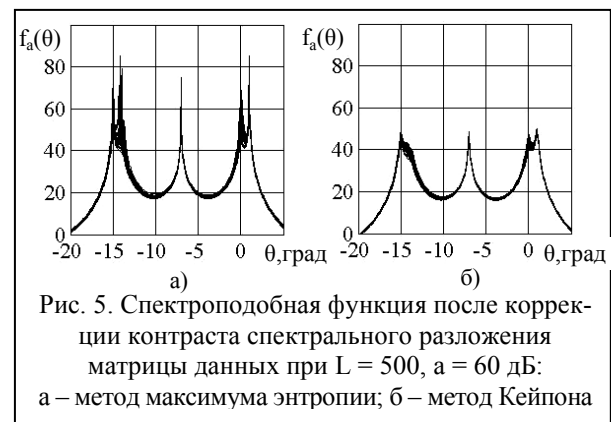


Рис. 5. Спектроподобная функция после коррекции контраста спектрального разложения матрицы данных при $L = 500, a = 60$ дБ: а – метод максимума энтропии; б – метод Кейпона

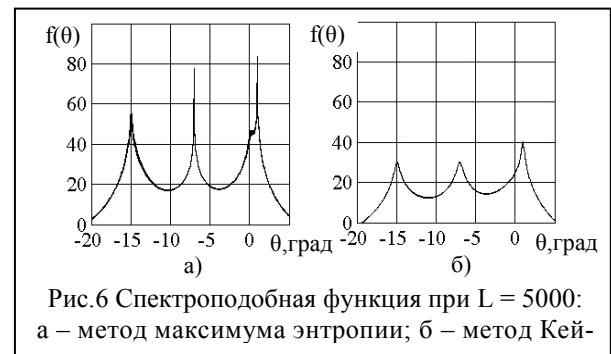


Рис.6 Спектроподобная функция при $L = 5000$: а – метод максимума энтропии; б – метод Кейпона

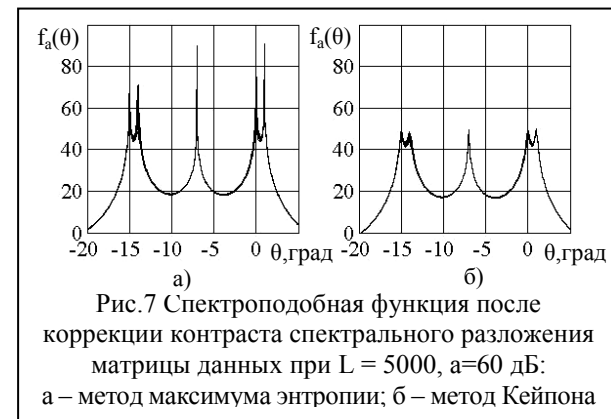


Рис.7 Спектроподобная функция после коррекции контраста спектрального разложения матрицы данных при $L = 5000, a = 60$ дБ: а – метод максимума энтропии; б – метод Кейпона

работ [1, 7].

Примечательно, что в отличие от проекционных алгоритмов пеленгации [1, 2], коррекция контраста спектрального разложения корреляционной матрицы данных не требует предварительного разделения пространства её собственных векторов на сигнальное и шумовое подпространства.

Это значительно упрощает процедуру вычисления спектроподобных функций усовершенствованными методами максимума энтропии и Кейпона.

Вывод

Предложен путь усовершенствования методов анализа пространственного спектра активных шумов в системе пассивной локации путем коррекции контраста спектрального разложения корреляционной матрицы данных.

Полученные результаты имитационного моделирования процесса разрешения шумовых источников позволяют в первом приближении оценить преимущества коррекции контраста спектрального разложения корреляционной матрицы данных ограниченного объема.

Дальнейшей задачей исследования является получение оценок точности и устойчивости предложенных усовершенствованных методов. Особый интерес при исследовании эффективности контрастного спектрального разложения корреляционной матрицы данных в известных методах пеленгации представляет применение статистического критерия обнаружения-разрешения-измерения. Решение этой задачи может быть получено на основе результатов

Список литературы

1. Ратынский М.В. Адаптация и сверхразрешение в антенных решётках / М.В. Ратынский – М.: Радио и связь, 2003. – 200 с.
2. Мюнье Ж. Пространственный анализ в пассивных локационных системах с помощью адаптивных методов / Ж. Мюнье, Ж.Ю. Дениль // ТИИЭР. – 1987. – Т. 25, № 11. – С. 21-26.
3. Джонсон Д.Х. Применение методов спектрального оценивания к задачам определения угловых координат источников излучения / Д.Х. Джонсон // ТИИЭР. – 1982. – Т. 70, № 9. – С. 126-139.
4. Марпл.-мл. С.П. Цифровой спектральный анализ и его приложения: пер. с англ. / С.П. Марпл.-мл. – М.: Мир, 1990. – 584 с.
5. Зотов С.А. Методы сверхразрешения в задачах радиопеленгации. [Электронный ресурс] / С.А. Зотов, Е.С. Макаров, Ю.Б. Нечаев. – Режим доступа к ресурсу: <http://www.lerc.ru/informatics/0003/0002>.
6. Деммель Дж. Вычислительная линейная алгебра. Теория и приложения: пер. с англ. / Дж. Деммель. – М.: Мир, 2001. – 430 с.
7. Статистический анализ некоторых «сверхразрешающих» методов пеленгации источников шумовых излучений в АР при ограниченном объеме обучающей выборки [Электронный ресурс] / Д.И. Леховицкий, П.М. Флексер и др. – Режим доступа к ресурсу: <http://www.eleron.net/index.php>.
8. Регуляризирующие алгоритмы и априорная информация / А.Н. Тихонов, А.В. Гончарский и др. – М.: Наука, 1983. – 200 с.

Поступила в редколлегию 27.08.2011

Рецензент: д-р техн. наук К.Ф. Боряк, Одесская государственная академия технического регулирования и качества, Одесса, Украина.

ПРОСТОРОВЕ РОЗДІЛЬНА ЗДАТНІСТЬ ШУМОВИХ ДЖЕРЕЛ НА ОСНОВІ КОРЕКЦІЇ КонтРАСТУ СПЕКТРАЛЬНОГО РОЗКЛАДАННЯ ОЦІНКИ КОРЕЛЯЦІЙНОЇ МАТРИЦІ ВИБІРОК, ЩО СПОСТЕРІГАЮТЬСЯ

В.В. Скачков, О.М. Єфимчиков, Г.Д. Братченко

Розглянуто модифікацію методів максимуму ентропії й Кейпона на основі корекції контрасту спектрального розкладання оцінки кореляційної матриці просторово-часових вибірок, що спостерігаються. Корекція контрасту здійснюється шляхом зсуву вправо невироджених значень власних чисел оцінки кореляційної матриці на деяку постійну величину. Показано можливість застосування такого підходу до рішення завдання аналізу просторового спектра шумових джерел. Ефективність запропонованого методу ілюструють наведені результати аналітичного розрахунку і статистичного моделювання спектроподібних функцій на виході антенної решітки до і після корекції контрасту спектрального розкладання оцінки кореляційної матриці в умовах обмеженого обсягу просторово-часової вибірки.

Ключові слова: кореляційна матриця, адаптивна антенна решітка, метод максимуму ентропії, метод Кейпона, спектроподібні функції, просторовий спектральний аналіз.

THE SPATIAL RESOLUTION OF NOISE SOURCES ON THE BASIS OF THE CORRECTION OF CONTRAST SPECTRAL DECOMPOSITION OF CORRELATION MATRICES ESTIMATES OF OBSERVED SAMPLES

V.V. Skachkov, A.N. Efimchikov, G.D. Bratchenko

Modification of the maximum entropy method and Keypon's method based on the contrast correction of spectral decomposition of the correlation matrix estimation for adaptive antenna array signal processing is considered. The correction of contrast by shifting to the right non-congenital values of eigenvalues of correlation matrix estimation on some constant value is applied. The possibility of such an approach for spatial spectrum analysis of noise sources is shown. The effectiveness of the proposed method by analytical calculation and statistical simulated results of kvazyspectral functions at the antenna array output before and after adjusting the contrast correction of spectral decomposition of correlation matrix estimation in the conditions of the limited spatio-temporal sample amount is illustrated.

Keywords: correlation matrix, adaptive antenna array, the maximum entropy method, Keypon's method, kvazyspectral functions, spatial spectral analysis.