

EDN: KVETTH

УДК 621.396.96

Direction Findings of Point Sources of Noise Emissions

Pavel V. Shtro, Igor V. Tyapkin*,
Valeriy N. Kirichenko, Valeriy N. Tyapkin,
Yevgeniy N. Garin and Pavel V. Luferschik

*JSC NPP Radiosvyaz
Krasnoyarsk, Russian Federation
Siberian Federal University
Krasnoyarsk, Russian Federation*

Received 02.07.2024, received in revised form 24.09.2024, accepted 05.11.2024

Abstract. The resolution of two types of combined direction finding systems for point sources of independent noise emissions with non-identical characteristics of reception channels is investigated. The advantages of combining direction finding methods that do not use information about the effective rank of the correlation matrix of the output signals of phased array receiving channels are shown. Practical recommendations are given for the construction of combined direction finding systems based on adaptive grating filters.

Keywords: random processes, direction finding, correlation matrix, spectral analysis, noise radiation sources, phased array antenna.

Citation: Shtro P. V., Tyapkin I. V., Kirichenko V. N., Tyapkin V. N., Garin Ye. N., Luferschik P. V. Direction findings of point sources of noise emissions. J. Sib. Fed. Univ. Eng. & Technol., 2024, 17(7), 967–981. EDN: KVETTH



Пеленгации точечных источников шумовых излучений

П. В. Штро, И. В. Тяпкин, В. Н. Кириченко,
В. Н. Тяпкин, Е. Н. Гарин, П. В. Луферчик

*АО НПП Радиосвязь
Российская Федерация, Красноярск
Сибирский федеральный университет
Российская Федерация, Красноярск*

Аннотация. Исследуется разрешающая способность двух разновидностей систем комбинированной пеленгации точечных источников независимых шумовых излучений при неидентичных характеристиках каналов приема. Показаны преимущества комбинирования методов пеленгации, не использующих информацию об эффективном ранге корреляционной матрицы выходных сигналов каналов приема ФАР. Даны практические рекомендации по построению систем комбинированной пеленгации на основе адаптивных решетчатых фильтров.

Ключевые слова: случайные процессы, пеленгация, корреляционная матрица, спектральный анализ, источники шумовых излучений, фазированная антенная решетка.

Цитирование: Штро П. В. Пеленгации точечных источников шумовых излучений / П. В. Штро, И. В. Тяпкин, В. Н. Кириченко, В. Н. Тяпкин, Е. Н. Гарин, П. В. Луферчик // Журн. Сиб. федер. ун-та. Техника и технологии, 2024, 17(7). С. 967–981. EDN: KVETTH

Введение

Уже на протяжении нескольких десятилетий в разных странах ведутся интенсивные исследования методов спектрального анализа случайных процессов различной физической природы, разрешающая способность которых выше рэлеевского предела, определяемого размерами пространственно-временного интервала наблюдения.

Одним из наиболее важных практических приложений этих методов является оценивание угловых координат (пеленгация) точечных источников шумовых излучений (ИШИ) в пространственно-многоканальных системах приема с ФАР (DOA estimation).

Несмотря на большое число предложенных «сверхразрешающих» методов пространственно-временного спектрального анализа (ПВСА), поиск новых подходов к пеленгации ИШИ продолжается [1–15]. К числу наиболее перспективных из них можно отнести подход А. Б. Гершмана, основанный на использовании комбинированных пеленгаторов, в которых объединяется информация от совокупности («банка») методов ПВСА [4, 11, 12]. В таком «банке» при соответствующей стратегии объединения удастся эффективно использовать достоинства методов, включенных в «банк», одновременно ослабив присущие им недостатки.

Специфической особенностью известных «банков» [4, 11, 12] является включение в их состав так называемых собственноструктурных (СС) методов ПВСА [2, 4, 10–15], потенциально более эффективных, чем несобственноструктурные (НСС) методы.

Последние не учитывают априорную информацию о совпадении ранга сигнальной составляющей корреляционной матрицы (КМ) гауссовских выходных сигналов $M > 1$ пространственных каналов приема с числом $n < M$ внешних независимых ИШИ, существенно используемую

в СС-методах. Такое совпадение, однако, имеет место только в идеализированной ситуации полностью идентичных каналов приема, не характерной для практики. Поэтому реальные возможности «СС-банков» могут быть существенно ниже потенциальных, в связи с чем их практические достоинства не столь очевидны.

В развитие идеи комбинированной пеленгации [4, 11, 12] в [7] предложено формировать «банк» из известных НСС-методов, а также их модификаций. Информация об ИШИ в этих методах извлекается из параметров их спектральных функций (СФ), зависящих от матрицы, обратной КМ анализируемого процесса. Важное достоинство этих методов заключается в возможности достаточно простой реализации на унифицированной структурно-алгоритмической основе адаптивных решетчатых фильтров (АРФ) [7, 8].

Целью статьи является сравнительный анализ эффективности упомянутых систем комбинированной пеленгации в реальных условиях неидентичности характеристик каналов приема.

Статья организована следующим образом.

В п. 1 приводятся краткие сведения о системах комбинированной пеленгации на основе СС- и НСС-«банков» методов ПВСА и стратегиях оценки числа ИШИ на их основе.

В п. 2 анализируется трансформация корреляционной матрицы выходных сигналов ФАР при неидентичных каналах приема.

В п. 3 сравнивается разрешающая способность рассматриваемых систем комбинированной пеленгации при идентичных и неидентичных каналах приема.

В п. 4 кратко обсуждаются особенности реализации систем комбинированной пеленгации на основе АРФ

1. Комбинированные пеленгаторы на основе собственноструктурных и несобственноструктурных методов ПВСА

Ниже рассматриваются две разновидности комбинированных пеленгаторов – на основе СС- и НСС-методов ПВСА.

К числу СС относятся методы типа MUSIC, Min-Norm и их модификации, синтезированные в предположении, что КМ выходных сигналов ФАР имеет вид [1–7, 10–15]:

$$\Phi_{ИД} = \left\{ \phi_{ij}^{(ИД)} \right\}_{i,j=1}^M = \mathbf{I}_M + \mathbf{F} \mathbf{h} \mathbf{F}^* \quad (1)$$

Здесь \mathbf{I}_M – единичная $M \times M$ матрица, имеющая смысл КМ взаимно независимых собственных шумов M приемных каналов с одинаковой (принятой за единицу) дисперсией (мощностью); $\mathbf{F} = \{ \mathbf{x}(\beta_v) \}_{v=1}^n$ – $M \times n$ матрица, составленная из $n < M$ комплексных M -мерных векторов «фазирования» $\mathbf{x}(\beta_v) = \{ x_m(\beta_v) \}_{m=1}^M$, описывающих амплитудно-фазовое распределение по элементам ФАР колебаний v -го ($v \in 1, n$) ИШИ; $\mathbf{h} = \text{diag} \{ h_v \}_{v=1}^n$ – диагональная $n \times n$ матрица с элементами h_v ($v \in 1, n$), характеризующими относительные (по отношению к уровню собственных шумов каналов приема) интенсивности некоррелированных излучений n внешних источников; (*) – знак эрмитового сопряжения.

Процедура пеленгации точечных ИШИ на основе «СС-банка» предполагает предварительную оценку их числа (разрешения ИШИ) и последующее определение их координат. Решение первой задачи существенно опирается на специфические свойства собственных значений (с.з.) $\lambda_m^{(\Phi_{ИД})}$, $m \in 1, M$ матрицы (1), равных

$$\begin{aligned}\lambda_v^{(\Phi_{III})} &= 1 + \lambda_v^{(Q)}, \quad v \in 1, n \\ \lambda_p^{(\Phi_{III})} &= 1, \quad p \in n+1, M\end{aligned}\quad (2)$$

где $\lambda_v^{(Q)} > 0$, $v \in 1, n$, – ненулевые с.з. «сигнальной» компоненты КМ (1), совпадающие с с.з. $n \times n$ матрицы

$$\mathbf{Q} = \left\{ q_{ij} \right\}_{i,j=1}^n = \mathbf{h}^{1/2} \mathbf{F}^* \mathbf{F} \mathbf{h}^{1/2}. \quad (3)$$

Как следует из (2), число ИШИ совпадает с числом ненулевых с.з. «сигнальной» компоненты \mathbf{FhF}^* или, что эквивалентно, с числом неединичных с.з. («эффективным» рангом [5]) КМ (1), что и используется в СС-методах для разрешения точечных ИШИ.

В реальных условиях замены априори неизвестной КМ Φ выходных сигналов приемных каналов той или иной ее случайной матрицей-оценкой $\hat{\Phi}$, формируемой по обучающей выборке конечного объема K , для оценки эффективного ранга (числа ИШИ) широко используются статистические критерии (Акаике (AIC) [1, 10–15], Шварца-Риссанена (MDL) [1, 2, 4, 10–15] и др.). В частности, в критерии MDL число источников \hat{n} является решением оптимизационной задачи

$$\hat{n} = \arg \min_p \left(-K \ln \left(\frac{\prod_{m=p+1}^M \hat{\lambda}_m^{(\hat{\Phi})}}{\left(\frac{1}{M-p} \sum_{m=p+1}^M \hat{\lambda}_m^{(\hat{\Phi})} \right)^{(M-p)}} \right) + \frac{1}{2} p (2M-p) \ln K \right), \quad (4)$$

где $\hat{\lambda}_m^{(\hat{\Phi})}$ – с.з. $M \times M$ оценочной КМ $\hat{\Phi} = \left\{ \hat{\phi}_{ij} \right\}_{i,j=1}^M$ выходных сигналов приемных каналов. Порядок оценки угловых координат ИШИ «СС-банком» подробно описан в [4, 11, 12].

Спектральные функции ряда известных НСС-методов ПВСА имеют вид [3, 6, 7, 9, 10, 13, 14]

$$\hat{S}_{MD}(\alpha) = \left(\mathbf{x}^*(\alpha) \hat{\Psi} \mathbf{x}(\alpha) \right)^{-1}, \quad (5)$$

$$\hat{S}_{III}(\alpha) = \hat{\phi}_{mm} \left| \mathbf{e}_m^* \hat{\Psi} \mathbf{x}(\alpha) \right|^{-2}, \quad m \in 1, M \quad (6)$$

$$\hat{S}_{MAK}(\alpha) = \hat{\phi}_{mm} \mathbf{x}^*(\alpha) \hat{\Psi} \mathbf{x}(\alpha) \left| \mathbf{e}_m^* \hat{\Psi} \mathbf{x}(\alpha) \right|^{-2}, \quad m \in 1, M \quad (7)$$

где $\mathbf{x}(\alpha) = \{x_m(\alpha)\}_{m=1}^M$ – M -мерный вектор поиска в направлении α из выбранного сектора $\alpha_a = (\alpha_{\min}, \alpha_{\max})$, $\hat{\Psi} = \hat{\Phi}^{-1}$ – $M \times M$ матрица, обратная используемой оценке $\hat{\Phi}$ априори неизвестной истинной КМ Φ выходных сигналов каналов приема; \mathbf{e}_m – m -й ($m \in 1, M$) столбец единичной $M \times M$ матрицы \mathbf{I}_M .

СФ $\hat{S}_{MD}(\alpha)$ характеризует метод «минимальной дисперсии (МД)» Кейпона, $\hat{S}_{III}(\alpha)$ – метод «линейного предсказания (ЛП)» Берга, $\hat{S}_{MAK}(\alpha)$ – разновидность «модифицированного алгоритма Кейпона (МАК)».

Наряду с (5) в [7] предложены другие разновидности НСС-методов, СФ которых имеют вид

$$\begin{aligned}\hat{S}_1(\alpha, \chi) &= \left(\hat{\mathbf{p}}_{np}^* \hat{\mathbf{p}}_{np} \right)^{-1} \\ \hat{S}_2(\alpha, \chi) &= \left(\hat{\mathbf{q}}_{np}^* \hat{\mathbf{q}}_{np} \right)^{-1}\end{aligned}\quad (8)$$

$$\widehat{S}_3(\alpha, \chi) = \frac{\widehat{p}_\chi^* \widehat{p}_\chi}{\widehat{p}_{np}^* \widehat{p}_{np}}; \quad (9)$$

$$\widehat{S}_4(\alpha, \chi) = \frac{\widehat{q}_\chi^* \widehat{q}_\chi}{\widehat{q}_{np}^* \widehat{q}_{np}}$$

$$\widehat{S}_5(\alpha, \chi) = \left(\widehat{p}_{np}^* \widehat{p}_{np} + \widehat{q}_{np}^* \widehat{q}_{np} \right)^{-1}; \quad (10)$$

$$\widehat{S}_6(\alpha, \chi) = \widehat{p}^* \widehat{p} \left(\widehat{p}_{np}^* \widehat{p}_{np} + \widehat{q}_{np}^* \widehat{q}_{np} \right)^{-1}; \quad (11)$$

$$\widehat{S}_7(\alpha, \chi) = \frac{\widehat{p}_\chi^* \widehat{p}_\chi + \widehat{q}_\chi^* \widehat{q}_\chi}{\widehat{p}_{np}^* \widehat{p}_{np} + \widehat{q}_{np}^* \widehat{q}_{np}}. \quad (12)$$

Здесь

$$\widehat{p}_\chi = \widehat{p}_\chi(\alpha) = \{ \widehat{p}_m \}_{m=1}^\chi$$

и

$$\widehat{p}_{np} = \widehat{p}_{np}(\alpha) = \{ \widehat{p}_m \}_{m=\chi+1}^M, \quad (\chi \in 0, M)$$

– 1-мерные и $(M - \chi)$ -мерные подвекторы, образованные первыми χ и последними $M - \chi$ компонентами вектора

$$\widehat{p} = \widehat{p}(\alpha) = \{ \widehat{p}_m \}_{m=1}^M = \widehat{\mathbf{H}} \mathbf{x}(\alpha); \quad (13)$$

$$\widehat{q}_\chi = \widehat{q}_\chi(\alpha) = \{ \widehat{q}_m \}_{m=M-\chi+1}^M$$

и

$$\widehat{q}_{np} = \widehat{q}_{np}(\alpha) = \{ \widehat{q}_m \}_{m=1}^{M-\chi}$$

– χ -мерные и $(M - \chi)$ -мерные подвекторы, образованные последними χ и первыми $M - \chi$ компонентами вектора

$$\widehat{q} = \widehat{q}(\alpha) = \{ \widehat{q}_m \}_{m=1}^M = \widehat{\mathbf{N}}^* \mathbf{x}(\alpha); \quad (14)$$

$\widehat{\mathbf{H}} = \{ \widehat{h}_{ij} \}_{i,j=1}^M$ и $\widehat{\mathbf{N}} = \{ \widehat{n}_{ij} \}_{i,j=1}^M$ – нижние $M \times M$ треугольные матрицы ($\widehat{h}_{ij} = \widehat{n}_{ij} = 0$ при $j > i$) с положительными действительными диагональными элементами ($\widehat{h}_{ii} \geq 0, \widehat{n}_{ii} \geq 0, i \in 1, M$) – сомножители матрицы $\widehat{\Psi} = \widehat{\Phi}^{-1}$ в представлениях

$$\widehat{\Psi} = \widehat{\mathbf{H}}^* \widehat{\mathbf{H}} = \widehat{\mathbf{N}} \widehat{\mathbf{N}}^* = \widehat{\Phi}^{-1}. \quad (15)$$

В частном случае $\chi = 0$

$$\widehat{S}_1(\alpha, \chi) = \widehat{S}_2(\alpha, \chi) = \left(\widehat{p}^* \widehat{p} \right)^{-1} = \widehat{S}_{M \times M}(\alpha),$$

а при $\chi = M - 1$

$$\widehat{S}_1(\alpha, \chi) = \left| \widehat{p}_M \right|^{-2} = \widehat{S}_{M \times M}(\alpha) \text{ с } m = M$$

и

$$\widehat{S}_2(\alpha, \chi) = \left| \widehat{q}_1 \right|^{-2} = \widehat{S}_{M \times M}(\alpha) \text{ с } m = 1 [7].$$

СФ (5–12) с частичным или полным набором параметров $\chi \in 0, M$ в типичных случаях $M \gg 1$ образуют достаточно емкий «НСС-банк», который может быть положен в основу системы комбинированной пеленгации [7].

Стратегия пеленгации ИШИ «НСС-банком» предполагает формирование образующих его СФ $\hat{S}(\alpha)$ в точках $\alpha \in \alpha_a$ и последующее отыскание их главных максимумов. Под главными понимаются такие максимумы СФ, для которых выполняются условия [6]

$$\hat{S}(\alpha_v)/\hat{S}(\eta_{v-1}) \geq \gamma_0, \quad \hat{S}(\alpha_v)/\hat{S}(\eta_v) \geq \gamma_0, \quad (16)$$

где $\alpha_n \in \alpha_a$ ($v \in 1, N$) – упорядоченные по возрастанию (ранжированные) координаты максимумов СФ, $\eta_v \in \alpha_a$ ($v \in v_0, N$) – координаты $(N + 1)$ ранжированных минимальных значений СФ в секторе α_a ; γ_0 – априори выбранный порог (обычно $\gamma_0 = (2 \div 3)$ дБ).

Для g -го ($g \in 1, G$) пеленгатора число N максимумов, удовлетворяющих условиям (9), принимается за число \hat{n}_g ИШИ, разрешенных этим пеленгатором, а координата $\sigma_v^{(g)}$, ($v \in 1, N$), считается направлением на v -й ($v \in 1, \hat{n}_g$) ИШИ.

Полагается, что «НСС-банк» разрешает их всякий раз, когда хотя бы один из G пеленгаторов (методов) «банка» разрешает их (стратегия 1 из G). Количество источников \hat{n} , разрешенных «банком», определяется максимальным числом ИШИ, разрешенных всеми пеленгаторами ($\hat{n} = \max \hat{n}_g, (g \in 1, G)$).

В силу случайности оценочной КМ $\hat{\Phi}$ правильное определение числа ИШИ как на основе статистических критериев вида (4), так и на основе (9) обеспечивается только с той или иной вероятностью, выступающей в качестве важнейшего показателя эффективности рассматриваемых систем комбинированной пеленгации.

Эта вероятность зависит также от степени «рассогласования» идеализированной КМ $\Phi_{ид}$ (1) с истинной КМ Φ выходных сигналов каналов приема, отличающейся от нее из-за неидентичности их импульсных (частотных) характеристик. Ниже анализируются особенности КМ Φ в этих условиях, позволяющие объяснить различную чувствительность СС и НСС комбинированных пеленгаторов к этой неидентичности.

2. Трансформация корреляционной матрицы

при неидентичности характеристик каналов приема

Пусть $v(t) = \{v_m(t)\}_{m=1}^M$ – M -мерный вектор импульсных характеристик (ИХ) M пространственных каналов приема. В этом случае КМ Φ сигналов на их выходах может быть представлена в виде [1, 9]

$$\Phi = \left\{ \phi_{ij} \right\}_{i,j=1}^M = \Phi_{ид} \otimes \mathbf{A}, \quad (17)$$

$$\phi_{ij} = \phi_{ij}^{(ид)} a_{ij}$$

где

$$\mathbf{A} = \left\{ a_{ij} \right\}_{i,j=1}^M = \int_{-\infty}^{\infty} v(t) v^*(t) dt. \quad (18)$$

КМ ИХ каналов приема; \otimes – символ поэлементного перемножения матриц (произведения Шура-Адамара [15]).

В условиях (1)

$$\Phi = \mathbf{I}_M \otimes \mathbf{A} + \mathbf{F} \mathbf{h} \mathbf{F}^* \otimes \mathbf{A}. \quad (19)$$

Без потери общности можно полагать, что в матрице \mathbf{A} (18) диагональные элементы

$$a_{mm} = \int_{-\infty}^{\infty} |v_m(t)|^2 dt = 1 \text{ при всех } m \in 1, M,$$

так что

$$\Phi = \mathbf{I}_M + \mathbf{C}, \quad \mathbf{C} = \mathbf{F} \mathbf{h} \mathbf{F}^* \otimes \mathbf{A}, \quad (20)$$

и, следовательно, «эффективный» ранг КМ Φ (19) определяется рангом матрицы \mathbf{C} .

Нетрудно показать, что ранг этой матрицы равен

$$r_C = \text{rank } \mathbf{C} = \min \{ M, n \cdot r_A \} \geq n, \quad (21)$$

где r_A – ранг матрицы \mathbf{A} .

Действительно, $M \times M$ матрица \mathbf{A} (18) ранга r_A допускает представление [16] $\mathbf{A} = \mathbf{B} \mathbf{B}^*$, где $\mathbf{B} = \{ \mathbf{b}_p \}_{p=1}^{r_A}$ – $M \times r_A$ матрица, составленная из r_A M -мерных столбцов $\mathbf{b}_p = \{ b_m^{(p)} \}_{m=1}^M$, $p \in 1, r_A$. В связи с этим матрица \mathbf{C} (24) может быть представлена в виде

$$\mathbf{C} = \mathbf{G} \mathbf{G}^*,$$

где $\mathbf{G} = \{ \mathbf{g}_q \}_{q=1}^{n \cdot r_A}$ – $M \times (n \cdot r_A)$ матрица, составленная из $n \cdot r_A$ M -мерных столбцов $\mathbf{g}_q = \{ g_m^{(q)} \}_{m=1}^M$, $q \in 1, n \cdot r_A$, откуда и следует справедливость (28).

При идентичных каналах приема с ИХ

$$v_m(t) = v_0(t), \quad m \in 1, M$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} |v_0(t)|^2 dt = 1, \quad (22)$$

когда $v(t) = v_0(t)\mathbf{e}$, $\mathbf{e}^* = [1, 1, \dots, 1]$, КМ ИХ \mathbf{A} (11) равна

$$\mathbf{A} = \{ a_{ij} \}_{i,j=1}^M = \mathbf{e} \mathbf{e}^*, \quad a_{ij} = 1, \quad i, j \in 1, M, \quad (23)$$

и, следовательно, имеет ранг $r_A = 1$. В этом случае эффективный ранг r_Φ матрицы Φ (27 в силу (29) равен эффективному рангу $r_{\Phi_{ИД}}$ матрицы $\Phi_{ИД}$ (1) и совпадает с числом ИШИ $n < M$ ($r_\Phi = r_{\Phi_{ИД}} = n$). Однако при неидентичных каналах приема $r_A > 1$ и в соответствии с (21) такого совпадения нет ($r_\Phi \neq r_{\Phi_{ИД}} = n$). Матрица \mathbf{C} в этом случае наряду с n ненулевыми «полезными» (сигнальными) с.з. имеет и $n(r_A > 1)$ «паразитных» с.з. Их уровень определяется степенью неидентичности ИХ каналов приема, пространственным расположением и интенсивностью ИШИ. В частности, для равномошных ИШИ ($h_v = h$, $v \in 1, n$), когда матрица \mathbf{C} имеет вид

$$\mathbf{C} = h \mathbf{S}, \quad \mathbf{S} = \mathbf{F} \mathbf{F}^* \otimes \mathbf{A} \quad (24)$$

все ее с.з., в том числе и «паразитные», равны

$$\lambda_m^{(C)} = h \lambda_m^{(S)}, \quad m \in 1, M, \quad (25)$$

т.е. пропорциональны с.з. $\lambda_m^{(S)}$ матрицы **S** (17).

Проиллюстрируем их зависимость от степени неидентичности ИХ вида

$$v_m(t) = \frac{\left(\exp\left(-t^2/2T_m^2\right) \exp\left(j2\pi(f_0 + f_m)t\right) \right)}{\sqrt[4]{\pi T_m^2}}, \quad (26)$$

$m \in 1, M$

для которых элементы КМ **A** (18) равны

$$a_{ij} = \sqrt{\frac{2v_i v_j}{v_i^2 + v_j^2}} \exp\left(-\frac{2\pi^2(\mu_i - \mu_j)^2 v_i^2 v_j^2}{v_i^2 + v_j^2}\right), \quad (27)$$

$i, j \in 1, M$

Здесь T_m – полуширина m -й, $i \in 1, M$ ИХ по уровню 0,61 от максимума, f_m – отклонение ее центральной частоты от номинального значения f_0 ;

$$v_i = T_i/T_0, \mu_i = f_i/F_0, i \in 1, M \quad (28)$$

относительные (по отношению к номинальной полуширине T_0 и полосе пропускания $F_0 = 1/T_0$) полуширина и частотный сдвиг ИХ m -го, ($m \in 1, M$) канала приема.

На рис. 1 показаны усредненные по $T = 500$ испытаниям зависимости с.з. $\lambda_m^{(A)}$, $m \in 1, 10$, матрицы **A** (18) размерности 10×10 от среднеквадратического отклонения (СКО) σ_μ центральных частот ИХ одинаковой длительности, рассчитанные в предположении, что параметры неидентичности $\mu_i (i \in 1, M)$ являются нормальными взаимно независимыми случайными величинами с нулевым средним значением.

Видно, что по мере роста σ_μ определяющее ранг r_A число с.з., превышающих уровень «машинного нуля» (здесь он примерно равен 10^{-15}), также растет. В частности, в условиях рис. 1 при изменении σ_μ от 0 до 0,01 этот ранг меняется от одного до пяти.

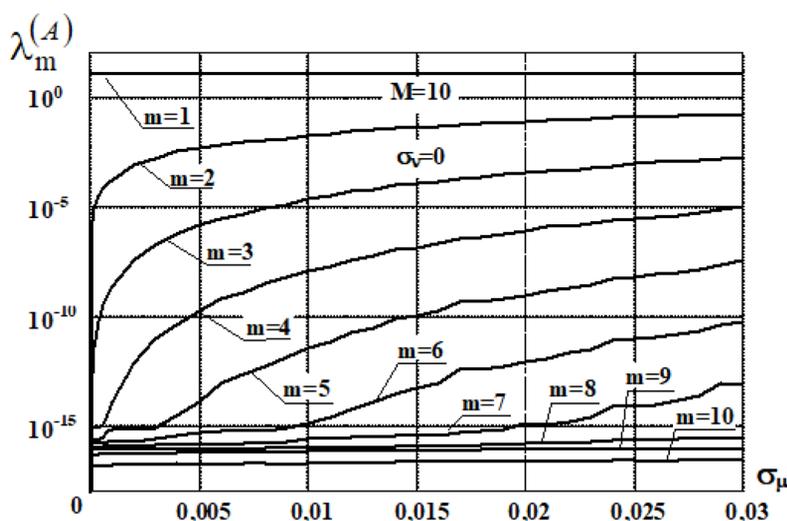
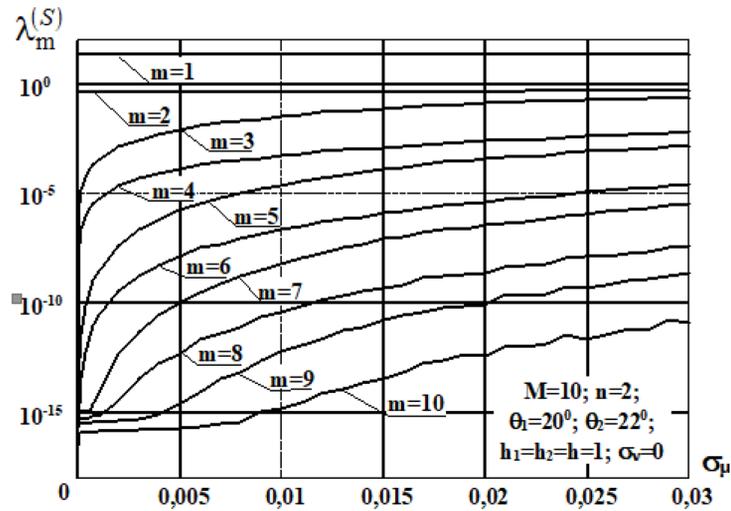


Рис. 1. Собственные значения корреляционной матрицы характеристик каналов приема **A** (18)

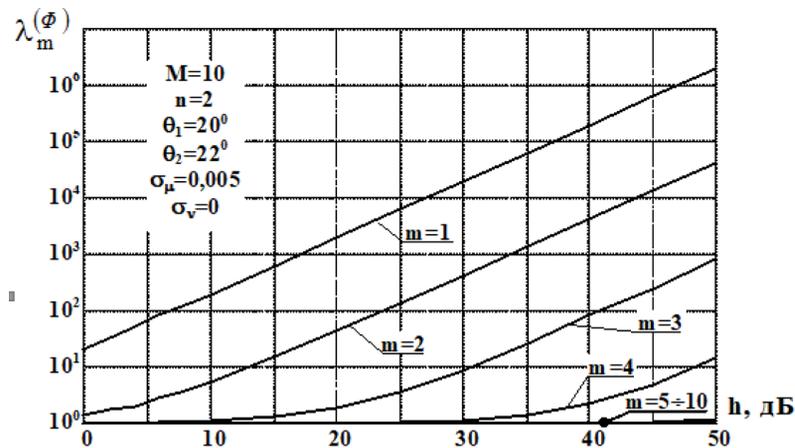
Fig. 1. Eigenvalues of the comparison matrix. reception characteristics **A**(18)

Рис. 2. Собственные значения матрицы S (24)Fig. 2. Matrix eigenvalues S (24)

На рис. 2 для этих же условий показаны зависимости с.з. $\lambda_m^{(S)}$, $m \in 1, 10$, матрицы S (24) для $M = 10$ М – элементной линейной эквидистантной АР (ЛЭАР) с шагом решетки, равным половине длины волны, при наличии двух ($n = 2$) равномоощных ИШИ с угловым расстоянием 2° ($\theta_1 = 20^\circ$, $\theta_2 = 22^\circ$).

При $\sigma_\mu \geq 0,01$ все десять с.з. этой КМ превосходят «нулевой» уровень, так что матрица S (20), как и следует из (21), становится матрицей полного ранга. Наряду с двумя «полезными» (максимальными) с.з., мало меняющимися с ростом σ_μ , в ней появляется восемь «паразитных» с.з., уровень которых растет с увеличением σ_μ .

На рис. 3 показаны зависимости с.з. $\lambda_m^{(\Phi)} = 1 + h\lambda_m^{(S)}$, $m \in 1, 10$ матрицы Φ (20) от интенсивности h двух ($n = 2$) равномоощных ИШИ при фиксированных параметрах неидентичности $\sigma_\mu = 0,005$, $\sigma_v = 0$ ИХ (19) $M = 10$ каналов приема.

Рис. 3. Собственные значения корреляционной матрицы выходных сигналов каналов приема Φ (19)Fig. 3. Eigenvalues of the output correlation matrix receiving channel signals Φ (19)

Видно, что рост интенсивности ИШИ h сопровождается ростом эффективного ранга (числа с.з., заметно превосходящих единицу) матрицы Φ (13). Так, уже при $h \geq 20$ дБ этот ранг не менее трех и не совпадает с числом ИШИ. Очевидно, что при больших значениях h эффективный ранг Φ не будет совпадать с числом ИШИ n при меньших значениях σ_u .

Ниже показывается, что по этой причине процедуры разрешения ИШИ типа MDL (4), базирующиеся на определении эффективного ранга оценки КМ Φ (20), в реальных условиях неидентичных характеристик каналов приема могут оказаться практически неработоспособными.

3. Сравнение разрешающей способности комбинированных пеленгаторов

Начнем с идеализированной ситуации, соответствующей идентичным каналам приема. На рис. 4 приведены зависимости вероятности P правильного разрешения двух ($n = 2$) равно-мощных ИШИ с угловыми координатами $\theta_1 = 200$, $\theta_2 = 220$ от их относительной интенсивности $h_1 = h_2 = h$ для $M = 10$ -элементной ЛЭАР при использовании критериев (4) (сплошные кривые) и (9) (штриховые кривые).

Параметром семейств служит значение объема обучающей выборки K , используемого для формирования максимально правдоподобной (МП) [3–7] оценки $\hat{\Phi}$ априори неизвестной

КМ Φ (20) выходных сигналов каналов приема, в данном случае совпадающей с КМ $\Phi_{ИД}$ (1). Вероятность P рассчитана как отношение числа испытаний, при которых значение $\hat{n} = n = 2$, к их общему числу $T = 500$. В «НСС-банк» включены 17 методов с СФ (5–12) при $m = M$ и с СФ (8) при $\chi = 3$ и $\chi = 8$.

При расчетах полагалось, что v_i $i \in 1, M$ являются нормальными взаимно независимыми случайными величинами с единичным средним значением и одинаковыми СКО σ_v .

Видно, что при равенстве $\Phi = \Phi_{ИД}$ (при идентичных характеристиках каналов приема) статистический критерий MDL (4) обеспечивает более высокую вероятность правильного разрешения ИШИ, увеличивающуюся с ростом объема выборки K . Последнее связано с тем, что по мере роста K уменьшается дисперсия флуктуаций «шумовых» с.з., что позволяет уменьшить порог,

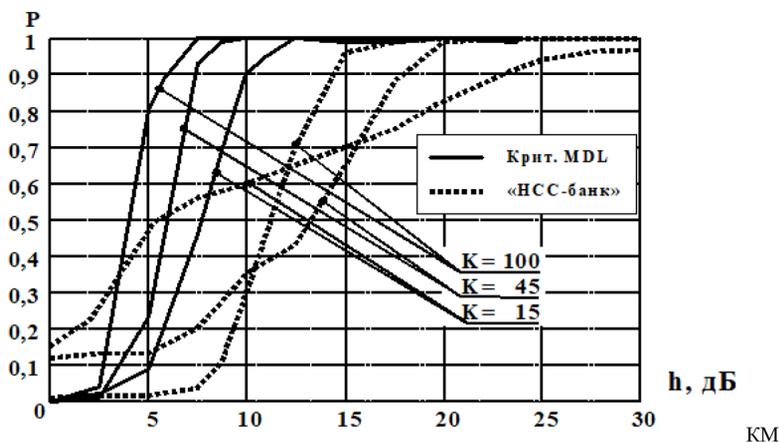


Рис. 4. Вероятность правильного разрешения ИШИ по критерию MDL и «НСС-банком»

Fig. 4. Probability of correct resolution of ISI according to the MDL criterion and NSS-Bank

при превышении которого анализируемые с.з. относятся к «сигнальному». В пределе при $K \rightarrow \infty$, когда $\hat{\Phi} \rightarrow \Phi_{ИД}$, критерий MDL (4) теоретически может правильно разрешить ИШИ со сколь угодно малой относительной интенсивностью $h > 0$, тогда как НСС-методы обеспечивают выполнение критерия (9) при существенно больших интенсивностях ИШИ [3, 6].

Однако в реальных условиях неидентичных каналов приема, когда $\lim_{K \rightarrow \infty} \hat{\Phi} = \Phi \neq \Phi_{ИД}$ и, следовательно, $r_C > n$, высокое качество определения «эффективного» ранга r_C , присущее критерию MDL (4), делает его практически непригодным для оценки числа ИШИ.

Это наглядно иллюстрируется на рис. 5 и 6, где показаны «предельные» (соответствующие использованию в качестве оценочных с.з. $\hat{\lambda}_m^{(\Phi)}$, $m \in 1, M$, точных значений $\lambda_m^{(\Phi)}$ матрицы Φ (18)) вероятности правильного разрешения по критерию MDL (4) со значением $K = 10^4$ (сплошные кривые) и «НСС-банком» (штриховые кривые) двух ($n = 2$) равномоощных ИШИ с относительными интенсивностями $h = 10$ дБ (рис. 5), 20 дБ (рис. 6), 30 дБ (рис. 7).

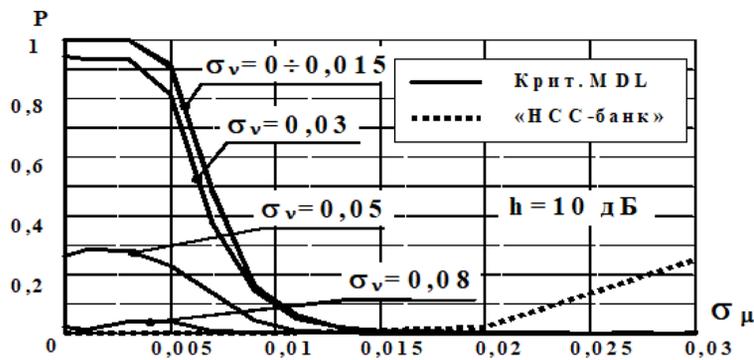


Рис. 5. Зависимости вероятности правильного разрешения ИШИ от параметров неидентичности ИХ каналов приема ФАР при $h = 10$ дБ

Fig. 5. Dependence of the probability of correct resolution of the ISI on parameters non-identity of their phased array reception channels at $h = 10$ dB

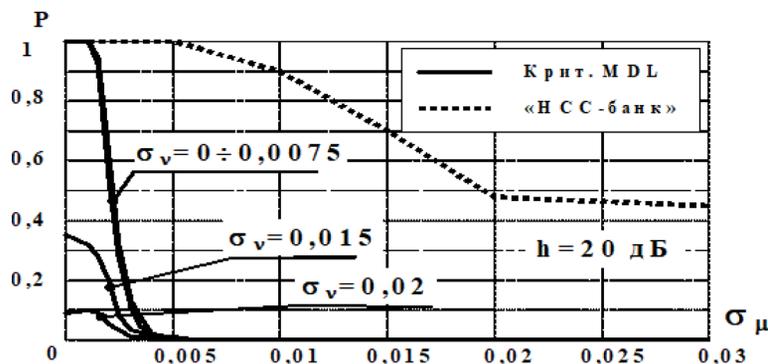


Рис. 6. Зависимости вероятности правильного разрешения ИШИ от параметров неидентичности ИХ каналов приема ФАР при $h = 20$ дБ

Fig. 6. Dependence of the probability of correct resolution of the ISI on parameters non-identity of their phased array reception channels at $h = 20$ dB

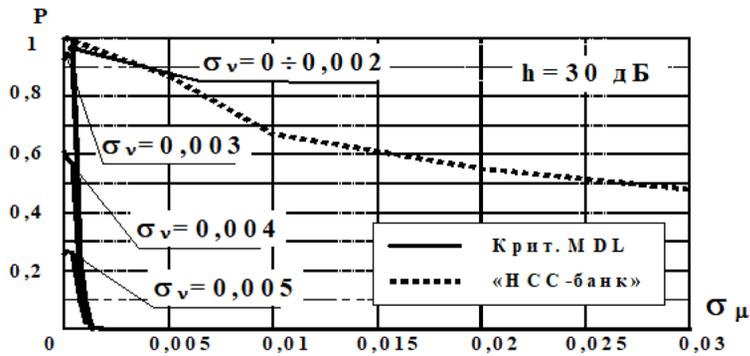


Рис. 7. Зависимости вероятности правильного разрешения ИШИ от параметров неидентичности ИХ каналов приема ФАР при $h = 30$ дБ

Fig. 7. Dependence of the probability of correct resolution of the ISI on parameters non-identity of their phased array reception channels at $h = 30$ dB

Видно, что по мере роста степени неидентичности (значений σ_μ и σ_v) критерий MDL при оценивании числа ИШИ становится практически неработоспособным, и тем «раньше», чем выше их интенсивность. Так, при $h = 10$ дБ (рис. 5) вероятность правильного разрешения на его основе становится близкой к нулю при $\sigma_\mu \approx 0,015$, при $h = 20$ дБ (рис. 6) – при $\sigma_\mu \approx 0,004$, а при $h = 30$ дБ (рис. 7) – при $\sigma_\mu \approx 0,001$. При меньших значениях K в (4) влияние неидентичности уменьшается незначительно.

Аналогичная неидентичность существенно в меньшей мере снижает разрешающую способность «HSS-банка», в котором оценка числа источников не базируется на анализе эффективного ранга оценки $\hat{\Phi}$ КМ Φ . В результате этого «HSS-банк» реально оказывается эффективнее «СС-банка» уже при весьма незначительном уровне неидентичности характеристик каналов приема (в условиях рис. 6, 5в – при $\sigma_\mu \leq 0,004$), обеспечение которого представляет собой сложную техническую задачу. Как показывают расчеты и моделирование, эти выводы справедливы не только по отношению к разрешающей способности, но и к точности измерения координат ИШИ. Кроме этого, «HSS-банк», не требующий решения сложной задачи отыскания собственных чисел и векторов КМ, размер которой может быть достаточно велик, оказывается и более простым для технической реализации.

Поэтому именно «HSS-банк» может быть рекомендован для практической реализации плодотворной идеи [4, 11, 12] комбинированной пеленгации источников шумовых излучений.

4. Особенности практической реализации систем комбинированной пеленгации на основе несобственноструктурных методов

Общей чертой всех СФ (5–12) HSS-методов является их зависимость от одной и той же $M \times M$ матрицы Ψ , в связи с чем они могут сформироваться на основе единого фильтра с матричной ИХ, пропорциональной матрице $\hat{\Psi}$ или ее сомножителям различного вида.

Из множества известных фильтров, имеющих необходимую ИХ, практически наиболее интересны АРФ [13–15] с $2M \times M$ матричной ИХ (МИХ) вида

$$\hat{W} = \begin{bmatrix} \hat{H} \\ \hat{N}^* \end{bmatrix}, \quad (29)$$

составленной из оценок нижней ($\hat{\mathbf{H}}$) и верхней ($\hat{\mathbf{N}}^*$) треугольных $M \times M$ матриц – сомножителей матрицы $\hat{\Psi}$ в представлении (15).

Алгоритмы формирования максимально правдоподобных оценок матрицы $\hat{\mathbf{W}}$ (настройки АРФ) по K -мерной обучающей выборке $\mathbf{Y} = \{y_k\}_{k=1}^K$ M -мерных векторов $y_k = \{y_i^{(k)}\}_{i=1}^M$, $k \in 1, K$ отсчетов комплексных амплитуд анализируемого процесса подробно рассмотрены в [8].

Значения СФ $\hat{S}(\alpha)$ методов (5) в произвольной точке анализа $\alpha \in \alpha_a$ очевидным образом могут быть сформированы путем комбинирования квадратов модулей элементов векторов $\hat{\mathbf{P}}$ (13) и $\hat{\mathbf{Q}}$ (14) на выходах АРФ с МИХ (29), полученных преобразованием в нем M -мерного вектора «поиска» $x = x(\beta)$ Схема формирования СФ (9–12) приведена на рис. 6 [7].

Как показано в [6], эффективность «НСС-банка» может быть повышена за счет дополнения его методами ЛП (6) и МАК (5в) с выбором различных номеров $m \in 1, M$ элементов предсказания, для чего требуется фильтр с МИХ, пропорциональной матрице $\hat{\Psi}$. Схематическое изображение такого фильтра на основе АРФ показано на рис. 7 [7]. Он состоит из двух последовательно включенных АРФ с МИХ $\hat{\mathbf{W}}$ (29) и $\hat{\mathbf{W}}^* = [\hat{\mathbf{H}}^*, \hat{\mathbf{N}}^*]$, в связи с чем его общая МИХ в силу (8) равна

$$\hat{\mathbf{W}}^* \hat{\mathbf{W}} = \hat{\mathbf{H}}^* \hat{\mathbf{H}} + \hat{\mathbf{N}} \hat{\mathbf{N}}^* = 2\hat{\Psi}. \quad (30)$$

Построенный на основе такого фильтра расширенный «НСС-банк» включает в себя «НСС-банк» рис. 6 (формируемый из квадратов модулей выходных сигналов первого АРФ схемы рис. 7) и, кроме того, методы ЛП (5б) и МАК (5в) с $m \in 1, M$, СФ которых формируются из входных и выходных сигналов АРФ рис. 7 в целом, как показано на рис. 8. Здесь \times и $*$ обозначают блоки умножения и комплексного сопряжения соответственно.

Заключение

Оценена чувствительность к влиянию неизбежной на практике неидентичности характеристик каналов приема двух разновидностей «банков» методов пространственно-временного спектрального анализа независимых шумовых излучений точечных источников. Показано, что в условиях неидентичности каналов приема «банки» так называемых собственноструктурных методов типа MUSIC, потенциально (в гипотетических условиях идентичных характеристик) более эффективные, чем «банки» несобственноструктурных методов, реально могут оказаться менее эффективными. По этой причине, а также в силу существенно меньшей сложности «банки» несобственноструктурных методов, реализуемые на унифицированной структурно-алгоритмической основе адаптивных решетчатых фильтров, более пригодны для практического использования. Анализ особенностей построения систем комбинированной пеленгации на основе адаптивных решетчатых фильтров планируется посвятить отдельную публикацию.

Список литературы / References

- [1] Абрамович Ю. И., Качур В. Г., Михайлюков В. Н. Эффективность пространственной компенсации помех в системах с неидентичными каналами приема. *Радиотехника и электроника*. 1989. 34(6). 1196–1205. [Abramovich Yu. I., Kachur V. G., Mikhailuykov V. N. Efficiency of spatial interference compensation in systems with non-identical reception channels. *Radio engineering and electronics*. 1989. 34(6). 1196–1205]

[2] Абрамович Ю. И., Спенсер Н. К., Горохов А. Ю. Выделение независимых источников излучения в неэквидистантных антенных решетках. *Успехи современной радиоэлектроники*. 2001. 12. 3–18. [Abramovich Yu. I., Spencer N. K., Gorokhov A. Yu. Isolation of independent radiation sources in non-equidistant antenna arrays. *The successes of modern radio electronics*. 2001. 12. 3–18.]

[3] Джонсон Д. Х. Применение методов спектрального оценивания к задачам определения угловых координат источников излучения. *ТИИЭР*. 1982. 70, 9. 126–138. [Johnson D. X. Application of spectral estimation methods to the problems of determining the angular coordinates of radiation sources. *TIIEER*. 1982. 70, 9. 126–138]

[4] Гершман А. Б. Комбинированная пеленгация с совместным использованием высоко-разрешимых пеленгаторов различного типа. *Радиотехника и электроника*. 1995. 5. 918–924. [Gershman A. B. Combined direction finding with the joint use of highly soluble direction finders of various types. *Radio engineering and electronics*. 1995. 5. 918–924]

[5] Журавлев А. К., Ермолин М. В. Быстрая адаптация антенной решетки при наличии пространственно-коррелированных помех. *Известия высших учебных заведений. Серия Радиоэлектроника*. 1986. 2. 93–95. [Zhuravlev A. K., Ermolin M. V. Fast adaptation of the antenna array in the presence of spatially correlated interference. *News of higher educational institutions. Radio Electronics series*. 1986. 2. 93–95.]

[6] Гершман А. Б. Ермолаев В. Т. Исследование проекционного метода углового разрешения на основе анализа собственных чисел корреляционной матрицы. Препринт № 272. НИРФИ. Горький. 1989. 30. [Gershman A. B. Ermolaev V. T. Investigation of the projection method of angular resolution based on the analysis of the eigenvalues of the correlation matrix. Preprint No. 272. NIRFI. Gorky. 1989. 30.]

[7] Черемисин О. П. К вопросу об алгоритме оценивания числа источников помех. *Радиотехника и электроника*. 1992. 7. 1236–1241. [Cheremisin O. P. On the issue of the algorithm for estimating the number of interference sources. *Radio engineering and electronics*. 1992. 7. 1236–1241]

[8] Паршин Ю. Н. Пеленгация источника сигнала на фоне пространственно коррелированных помех с помощью двумерной малоэлементной антенной решетки с оптимальной пространственной структурой/ Ю. Н. Паршин, П. А. Александров. *Радиотехнические и телекоммуникационные системы*. 2015. 3. 83–93. [Parshin Yu. N. Direction finding of the signal source against the background of spatially correlated interference using a two-dimensional low-element antenna array with an optimal spatial structure. Yu. N. Parshin, P. A. Alexandrov. *Radio engineering and telecommunication systems*. 2015. 3. 83–93.]

[9] Александров П. А. Анализ эффективности пеленгации источника сигнала на фоне пространственно коррелированных помех с помощью малоэлементных антенных решеток с оптимальной пространственной структурой/ П. А. Александров, Ю. Н. Паршин. *Тезисы докладов третьей все-русской научно-практической конференции РЛС-2015 «Радиолокационная техника: устройства, станции, системы»*. Муром: АО МЗ РИП, 2015. 10–11. [Alexandrov P. A. Analysis of the effectiveness of direction finding of the signal source against the background of spatially correlated interference using low-element antenna arrays with optimal spatial structure. P. A. Alexandrov, Yu. N. Parshin. *Abstracts of the third All-Russian scientific and practical conference Radar-2015 “Radar technology: devices, stations, systems”*. Murom. JSC MZ RIP, 2015. 10–11.]

[10] Марпл-мл. С. Л. *Цифровой спектральный анализ и его приложения*. Пер. с англ. М., Мир, 1990. 584. [Marple, Jr. S. L. *Digital spectral analysis and its applications*. Trans. from English. Moscow, Mir, 1990. 584.]

- [11] Gershman A. B. Pseudo-randomly generated estimator banks: a new tool for improving the threshold performance of direction finding. *IEEE Trans. Signal Processing*. 1998. 46. 1351–1364.
- [12] Gershman A. B. and Bohme I. F. Pseudorandomly Generated Estimator Banks: a New Resampling Scheme for Improving the Threshold Performance of Second and Higher-Order Direction Finding Methods. *Proc. of the Second Int. Conf. on Antenna Theory and Techniques*. Kyiv. 1997. 43–50.
- [13] Krim H. and Viberg M. Two Decades of Array Signal Processing Research. *IEEE Signal Processing Magazine*. 1996. 7. 67–95.
- [14] Stoica P. and Moses R. Introduction to Spectral Analysis. NJ.: Prentice Hall, Upper Saddle River, 1997. 320.
- [15] Stoica P. and Nehorai A. MUSIC, Maximum Likelihood and Cramer-Rao Bound. *IEEE Trans. ASSP*. 1989. 37(5). 720–741.
- [16] Стренг Г. *Линейная алгебра и ее применения*. М., Мир, 1980. 454 [Strang G. *Linear algebra and its applications*. Moscow, Mir, 1980. 454].